بسم الله الرحمن الرحيم

تدريج مقياس متعدد المستويات للقدرة الرياضية لطلبة المرحلة الأساسية العليا

إعداد

دلال أحمد عبد بقيعي

إشراف

الدكتور نضال كمال الشريفين

حقل التخصص – القياس والتقويم

تاريخ مناقشة الرسالة 2008/4/27م

قرار لجنة المناقشة

تدريج مقياس متعدد المستويات للقدرة الرياضية لطلبة المرحلة الأساسية العليا

إعداد

دلال أحمد عبد بقيعي

بكالوريوس رياضيات، جامعة اليرموك، 2003م

قدّمت هذه الرسالة استكمالاً لمتطلبات الحصول على درجة الماجستير في تخصص القياس والتقويم التربوي في جامعة اليرموك، اربد، الأردن

وافق عليها

د. نضال كمال الشريفين .... رئيساً

أستاذ مساعد في القياس والتقويم التربوي، جامعة اليرموك

أ. د. أحمد عودة .... عضواً

أستاذ في القياس والتقويم التربوي، جامعة اليرموك

د. أمل خصاونة .... عضواً

أستاذ مشارك في أساليب تدريس الرياضيات، جامعة اليرموك

د. إبراهيم يعقوب .... عضواً

أستاذ مشارك في القياس والتقويم التربوي، جامعة اليرموك

تاريخ مناقشة الرسالة 2008/4/27م

الإهـــداء

إلى والدي ووالدتي الحبيبين حفظهما الله ورعاهما....

إلى أخي الغالي جاسر....

إلى أخي الغالي مراد، صاحب القلب الكبير....

إلى أخي الدكتور نافز، الذي أعطاني من حبه ودعمه الكثير الكثير....

إلى الصديقة الغالية إسراء المنسي....

إلى جميع إخواني وأخواتي وكل من دعمني ووقف إلى جانبي....

أهدي جهدي هذا

الباحثة

دلال بقيعي

شكـــر وتقديـــر

بسم الله الرحمن الرحيم

الحمد لله رب العالمين، والصلاة والسلام على خاتم الأنبياء والمرسلين، سيدنا محمد صلّى الله عليه وسلم، وعلى آله وصحبه أجمعين. الحمد لله الذي أعانني على الاستمرار والمواصلة لإنهاء هذه الرسالة... ويسعدني أن أتقدم بجزيل الشكر لأستاذي الفاضل الدكتور نضال الشريفين، المشرف على هذه الرسالة الذي تابع العمل بها منذ البداية، وأعطى من وقته وجهده الكثير لإتمام هذا العمل، وله مني كل الاحترام والتقدير، فكان نِعمَ المشرف والموجّه، والذي ما بخل عليّ يوماً بالنصح والإرشاد، لذا سأبقى عاجزة عن شكره وتقديره.

كما أتقدم بجزيل الشكر والتقدير لأساتذتي الأفاضل أعضاء لجنة المناقشة، الأستاذ الدكتور أحمد عودة، والدكتور إبراهيم يعقوب، والدكتورة أمل خصاونة الذين تفضلوا مشكورين بقبول مناقشة هذه الرسالة.

كما أقدم شكري وتقديري لكل من ساعد في تنفيذ إجراءات هذا البحث، من أساتذة محكمين ومدرسين ومدراء مدارس، وبخاصة الأستاذ نبيل عبد العزيز، الذي لم يبخل بأية مساعدة احتجتها، والأخوة الطلاب الذين سهلوا خطوات إجراء هذه الدراسة.

كما أتقدم بالشكر الجزيل للمعلمة الفاضلة سوسن ربيع التي دققت هذه الرسالة لغوياً، وكل المحبة والتقدير للصديقة الغالية حنان التي ساعدتني في تنسيق هذه الرسالة، لها مني كل الحب والتقدير.

وكل الحب والتقدير لكل من قدّم لي العون والمساعدة، وجزاهم الله عني خير الجزاء.

الباحثة

دلال بقيعي

فهرس المحتويات

فهرس الجداول

فهرس الأشكال

فهرس الملاحق

الملخص

بقيعي، دلال أحمد. تدريج مقياس متعدد المستويات للقدرة الرياضية لطلبة المرحلة الأساسية العليا. رسالة ماجستير، جامعة اليرموك 2008. (المشرف: د. نضال الشريفين)

هدفت هذه الدراسة إلى تدريج مقياس متعدد المستويات للقدرة الرياضية لطلبة المرحلة الأساسية العليا وفق نماذج النظرية الكلاسيكية في القياس وذلك باستخدام تصميم اختبار الجذع المشترك للمجموعات غير المتكافئة (Anchor – Test Nonequivalent Groups Design). ولتحقيق هدف الدراسة تمّ بناء مقياس متعدد المستويات للقدرة الرياضية، حيث تكوّن المقياس بصورته النهائية من ثلاثة مستويات: المستوى الأول ويشمل (24) فقرة ليناسب طلبة الصف الثامن، والمستوى الثاني ويشمل (21) فقرة ليناسب طلبة الصف التاسع والمستوى الثالث ويشمل (22) فقرة ليناسب طلبة الصف العاشر، حيث اشتمل كل مستويين متجاورين مجموعة من الفقرات المشتركة بلغ عددها (6) فقرات.

وتكوّن مجتمع الدراسة من طالبات الصفوف الثامن والتاسع والعاشر للعام (2008/2007) في مدارس مديرية التربية والتعليم لمنطقة اربد الأولى، وكان عددهم (11313) طالبة موزعات على (322) شعبة، أما عينة الدراسة فتكونت من (1134) طالبة من طالبات الصفوف الثامن والتاسع والعاشر، حيث بلغ عدد طالبات الصف الثامن في العينة (408) طالبة، وعدد طالبسات الصف التاسع (403) طالبة، في حين بلغ عدد طالبات الصف العاشر (323) طالبة موزعات على ثلاثة مدارس تشمل (28) شعبة، حيث تمّ اختيار المدارس بالطريقة العشوائية، وتمّ اختيار عينة الدراسة بالطريقة العشوائية العنقودية.

طبّق المقياس بمستوياته الثلاثة على أفراد عينة الدراسة، وصححت أوراق الاختبار بإعطاء العلامة (1) للإجابة الصحيحة، والعلامة (صفر) للإجابة الخطأ، وبذلك فإن عدد الإجابات الصحيحة عن فقرات المستوى الواحد تمثل درجة المفحوص الكلية على ذلك المستوى.

كما تم التحقق من دلالات الصدق والثبات لمقياس القدرة الرياضية بمستوياته الثلاث، حيث أشارت النتائج إلى تمتع المقياس بدرجة مقبولة من الصدق والثبات، حيث بلغ معامل ثبات المستوى الأول (0.78) ومعامل ثبات المستوى الثاني (0.88)، في حين بلغ معامل ثبات المستوى الثالث (0.83).

كما تم التوصل إلى المقياس المشترك لمستويات المقياس الثلاثة باستخدام المعادلة الخطية والمعادلة المئينية، ونتيجة لعملية المعادلة الخطية فقد أمكن التوصل إلى المقياس المرجعي بحيث يمكننا استخدامه في المقارنة بين أي علامتين على أي من المستويات الثلاثة، وذلك عن طريق تحويلها إلى علامات موزونة على المقياس، حيث تراوح المدى الكلي للعلامات على المقياس المشترك مقرباً لأقرب عدد صحيح من (47 إلى 113)، وتراوحت علامات المستوى الأول من (47–107)، والمستوى الثاني من (50 إلى 100)، والمستوى الثالث من (58 إلى 113). وعند تمثيل العلاقة بين المتوسطات الحسابية لعلامات المستويات الثلاثة وقعت جميعها على خط مستقيم مما يؤكد افتراضاً مهماً في عملية المعادلة الخطية.

أما في الطريقة المئينية، فقد أمكن التوصل إلى منحنيين يمكن على أساسهما تحويل العلامات على اختباري المستويين الأول والثالث إلى ما يناظرها في المستوى الثاني. أما فيما يتعلق بفاعلية المعادلة، فقد استخدم معيار الخطأ المعياري للمعادلة. و أشارت نتائج الدراسة إلى أن المعادلة الخطية أكثر دقة من المعادلة المئينية، حيث تراوح قيمة الخطأ المعياري للمعادلة الخطية من (0.58 – 0.19)، في حين تراوحت قيمته في المعادلة الميئينية من (0.93 – 0.09).

الكلمات المفتاحية:

تدريج،مقياس متعدد المستويات، القدرة الرياضية، المرحلة الأساسية العليا، المعادلة.

الفصل الأول

خلفية الدراسة وأهميتها

المقدمـــة:

تعدّ القدرة الرياضية إحدى القدرات التي يمتلكها الفرد، حيث تنمو هذه القدرة كلّما تقدم الفرد في العمر أو كلّما تقدم في المستوى الصفي. وعندما يكون الهدف قياس قدرة نامية مع التقدم في العمر، أو مع التقدم في المستوى الصفي، فإن أفضل أسلوب لقياس هذه القدرة يتم من خلال إعداد اختبار متعدد المستويات حيث تناظر مستويات الاختبار المستويات الصفية أو العمرية المراد قياس قدرات أفرادها. (Thorndike, 1982)

ويمكن النظر إلى المحتـــوى الممثل في جميع مستويـــات اختبار معين على أنه يشكل متصلاً تطوريـــاً (Developmental Continuum)، ولتحديد موقـــع أداء الفـــرد على المتصل لجميع مستويات الاختبار يستعمل تدريج علامات تطوري (Developmental Score Scale) (Hoover, Kolen, & Petersen, 1989). وعند تدريج اختبار متعدد المستويات، فإن كل مجموعة من الأفراد تعطى مستوى الاختبار الذي يناسبها، وبهذا لن تتوافر معلومات مباشرة عن أداء المجموعة نفسها على المستويات الأخرى، ولترجمة العلامات في كل مستوى إلى ما يعادلها في المستويات الأخرى لا بدّ من وجود مجموعة من الفقرات المشتركة بين المستويات المتجاورة، أو إعطاء اختبار منفصل يعدّ بمستوى صعوبة يناسب مستويي الاختبارين المتجاورين، حيث يمكن إعطاؤه لأفراد المستويين، وبشكل عام فإن طريقة الفقرات المشتركة توفر أفضل طريقة فعّالة في الاستفادة من زمن الاختبار. (Thorndike, 1982)

وسوف تعتمد هذه الدراسة أسلوب الفقرات المشتركة لتحقيق التكافؤ بين مستويات الاختبار المختلفة التي تم إعدادها.

القدرة الرياضية:

تعتبر القدرة الرياضية مزيجاً من القدرة العددية والقدرة على التفكير الرياضي، فهي قدرة عقلية مركبة وليست بسيطة، ولكنها في الوقت نفسه تعتبر إحدى القدرات الفرعية التي تندرج تحت قدرة أعم وأشمل وهي ما يطلق عليها القدرة العلمية تمييزاً لها عن القدرة الأدبية. وتتشكل عند الفرد من خلال العمليات العقلية مثل: سرعة ترميز وتخزين وتذكر الأعداد بعد حفظها، والدقة في إجراء العمليات الحسابية، أما التفكير الحسابي فيتمثل في فهم القواعد الأساسية للعمليات الحسابية المختلفة، وإدراك العلاقات بين الأعداد والعلاقات بين الوحدات المختلفة في كل مسألة حسابية، والقدرة على الاستنتاج. (معوض، 2002)

ويمكن القول بأن القدرة الرياضية يمكن اعتبارها من العمليات العقلية التي تتسم بالصبغة الابتكارية ويقول في ذلك "هادامارد" (Hadmard) (المشار إليه في معوض، 1984) أن الفرق بين الفرد الذي ينجح في معالجة مسائل رياضية في الجبر أو الهندسة أو غيرها من الفروع الرياضية المختلفة، وبين المخترع أو المبتكر فرق في الدرجة فقط ولكنه ليس فرقاً في نوعية التفكير.

وقد حدد أبو زينة (1985) مظاهر التفكير الرياضي كما يلي:

1- التعميم (Generalization):

وهو صياغة لفظية أو عبارة مكتوبة بالصورة العامة وذلك بملاحظة بعض الحالات الخاصة.

2- الاستقراء (Induction):

وهو الوصول إلى الأحكام العامة أو النتائج اعتماداً على حالات خاصة أو جزئيات من الحالة العامة، أي أن الجزئيات أو الحالات الخاصة هي أمثلة من الحالة أو النتيجة التي تم استقراؤها.

3- الاستنباط (Deduction):

وهو الوصول إلى نتيجة خاصة اعتماداً على مبدأ عام أو مفروض، أو هو تطبيق المبدأ أو القاعدة العامة على حالة أو حالات خاصة في الحالات التي تنطبق عليها القاعدة أو المبدأ.

4- التعبير بالرموز (Symbolism):

ويقصد به استخدام الرموز للتعبير عن الأفكار الرياضية، أو المعطيات اللفظية.

5- المنطق الشكلي (Formal logic):

ويقصد به دراسة منطق العبارة تبعاً لشكلها.

وقد أكد براون (Brown) (المشار إليه في معوض، 2002) إلى تمايز القدرات الرياضية وانقسامها إلى قدرتين الأولى تتعلق بالحساب والجبر، والثانية تتعلق بالهندسة. كما أثبتت كثير من البحوث التي استخدمت أسلوب التحليل العاملي (Factor Analysis) إلى أن القدرة الرياضية مكونة من ثلاثة قدرات مركبة هي: القدرة الحسابية، والقدرة الجبرية، والقدرة الهندسية. فالمكونـــات العقلية للقـــدرة الحسابية تتلخـــص في القدرات الفرعية التالية: (معوض، 2002)

1. القدرة على التعبير اللغوي: (Verbal Ability).
2. القدرة العددية: (Numerical Ability).
3. القدرة الاستدلالية: (Reasoning Ability).

أما المكونات العقلية للقدرة الجبرية تتلخص في القدرات التالية:

1. القدرة الاستدلالية بنوعيها الاستقرائي والاستنباطي (Reasoning Ability).
2. القدرة العددية: (Numerical Ability).

أما المكونات العقلية للقدرة الهندسية تتلخص في القدرات الأولية التالية:

1. القدرة الاستدلالية: (Reasoning Ability).
2. القدرة المكانية الثلاثية: (Triple Spatial Ability).
3. القدرة العددية: (Numerical Ability).

كما اهتم العالم هاملي (المشار إليه في أبو حطب، 1992) بالتفكير الوظيفي في الرياضيات، حيث ميز هاملي بين ثلاثة أنواع من العمليات باعتبارها عناصر التفكير الرياضي وهي:

1. الفئات (Categories): أي التصنيف أو التقسيم إلى مجموعات ذات خصائص مشتركة.
2. الترتيب (Order): أي إيجاد النظام السائد في هذه المجموعات، وذلك بوصف محتواها.
3. التطابق (Correspondence): أي اكتشاف العلاقات المتطابقة بين وحدات المجموعات المختلفة.

وقد أضاف جنكنز Jenkins إلى هذه العناصر الثلاثة عنصراً رابعاً هو المتغير (Variable).

وتعد مفاهيم المتغير والفئة والترتيب والتطابق من المفاهيم التي يمكن إدراكها في كل مرحلة من مراحل العمل الرياضي، ولذلك يمكن اعتبارها المفاهيم الأساسية المطلوبة في دراسة الرياضيات. وإذا أضفنا إليها مفاهيم الأعداد الحسابية والرموز الجبرية والأشكال الهندسية، فإنها تشكل أسس بناء اختبارات القدرة الرياضية.

ويعرّف فرديلين (المشار إليه في أبو حطب، 1992) القدرة الرياضية بأنها قدرة التلميذ على فهم الرموز والطرق الرياضية وتذكرها وتطبيقها. ويعرّف معوض (2002) القدرة الرياضية بأنها قدرة مركبة وليست بسيطة حيث تعتبر إحدى القدرات الفرعية التي تندرج تحت قدرة أعم وأشمل وهي ما يطلق عليها القدرة العملية. مما سبق يمكن القول بأن القدرة الرياضية، هي القدرة على تفهم وامتلاك المفاهيم والرموز والمصطلحات والمهارات الأساسية وتوظيفها أو تطبيقها في مواقف رياضية جديدة.

وبما أن هذه الدراسة اعتمدت بشكل أساسي على استخدام أساليب في معادلة الاختبارات، من أجل التوصل إلى مقياس عام للقدرة الرياضية للمرحلة الأساسية العليا، كان لا بدّ من التعرف إلى مفهوم المعادلة، شروطها، أنواعها، أشهر تصميماتها، وطرقها المختلفة.

المعـــادلـــة (Equating):

عندما يكون لدينـــا عدد من الصـــور للاختبـــار نفسه، تكون معادلـــة الاختبـــار قضية مهمة للحصول على تفسير مناسب وصحيح لدرجات الاختبار (Suen, 1990). ويعرّف دورانز (Dorans, 1990) معادلة الاختبار بأنها عملية إجراء تعديل إحصائي على درجات صورة واحدة من الاختبارات لجعل تلك العلامات مكافئة بطريقة ما لعلامات صورة أخرى من الاختبار نفسه. أما برينان وكولن (Brennan & Kolen, 1995) فيّعرفان معادلة الاختبارات بأنها إجراء لإزالة الآثار التي يتركها الفرق بين متوسط مستويات الصعوبة لفقرات الاختبار، وكذلك الفروق في متوسط مستويات التمييز لفقرات الاختبار على علامات الاختبار وذلك بين صورتين للاختبار نفسه لجعلهما متكافئتين. كما ويعرف كروكر وألجانيا (Crocker & Algina, 1986)، وكذلك هلز وهيرش وصبحية (Hills, Hirsch & Subhyiah, 1988) معادلة الاختبار بأنها عملية الحصول على درجات متكافئة لأداتين تقيسان السمة نفسها. وعرّف هلز وزملاؤه (Hills, Hirsch & Subhyiah, 1988) مفهوم الدرجات المتكافئة بأنها تلك الدرجات التي تقيس السمة نفسها وبمقدار متساوٍ من الثبات، مع تساوي الرتب المئينية المناظرة للدرجات. ومن جانب آخر، يجب أن تقيس جميع صور الاختبار السّمة (القدرة) نفسها لضرورة تحويل الدرجات رياضياً من صورة إلى أخرى (Hambleton & Swaminathan, 1985). ومما سبق يمكن تعريف معادلة الاختبار، بأنها تحويل نظام وحدات القياس الخاص بإحدى الصورتين إلى نظام وحدات القياس الخاص بالصورة الأخرى، بحيث تصبح القياسات المستمدة من درجات كل من الصورتين متكافئة بعد إجراء هذا التعديل. (Skagges & Lissitz, 1986)

وهناك نوعان للمعادلة:

1- المعادلة الأفقية (Horizontal Equating):

في هذا النوع تكون الصور المختلفة للاختبار متقاربة في مستوى صعوبتها، والهدف من إجراء المعادلة تعديل الفروق الناتجة عن الاختلاف في الصعوبة والافتراض في مثل هذه الحالة

أن صور الاختبار الواحد معدة لمنطقة سلوك واحدة أو تقيس السمة (أو القدرة) نفسها وللمجتمع نفسه. (Skagges & Lissitz, 1986)

2- المعادلة العمودية (الرأسية) (Vertical Equating):

في هذا النوع تكون صور الاختبار مختلفة في مستوى صعوبتها. وكذلك تكون عينات الأفراد التي تطبق عليها هذه الصور مختلفة في مستوى قدرتها، والافتراض في مثل هذه الحالة أن تكون القدرة أو السمة على متصل واسع المدى أو متعدد المستويات كما هو الأمر في السمات التطورية، عندئذٍ قد لا يسمح هذا المدى الواسع لمتصل السمة بأن يتم قياسه باختبار واحد وتنشأ الحاجة إلى عدة اختبارات يفترض أنها تقيس سمة واحدة على متصل السمة نفسها، ولكن لكل اختبار مستوى أو جزء من المدى للمتصل يمكن قياسه به، فإذا كان هناك ما يبرر الافتراض بأن جميع هذه الاختبارات تقيس القدرة نفسها ولكن في مستويات متباينة منها، فإنه من غير المؤكد أن نظام الوحدات هو نفسه في الاختبارات جميعها وتنشأ الحاجة إلى معادلة هذه الاختبارات بحيث تكون العلامة المتحققة على أي منها مناظرة لموقع على متصل القدرة بدلالة وحدة القياس نفسها مهما كان ذلك الموقع. (Skagges and Lissitz, 1986)

ومن الأسباب التي تدعو إلى استخدام المعادلة العمودية ما اصطلح على تسميته بالاختبار خارج المستوى (out of level testing) ويعني ذلك أن يتم اختبار طالب من خلال مستوى ملائم لصف آخر سوى الصف الذي هو فيه، على سبيل المثال، طالب لامع جداً (قدرته أعلى من قدرة طلاب صفه) في نهاية الصف الثالث يمكن اختباره بمستوى ملائم للصف الخامس، وعلى نحو مشابه، فإن الطالب الذي لديه صعوبة في نهاية الصف الثالث يمكن اختباره بمستوى ملائم لنهاية الصف الثاني، وفي أي من الحالتين فإنه من الضروري معادلة علامات الاختبار من المستويين إذا كان الطالب الذي يأخذ اختبار خارج مستواه (out-of-level) يجب مقارنته بأقرانه الذين أخذوا اختباراً يلائم مستواهـم. والسبب الثاني للمعادلة العمودية ينشأ من الحاجة إلى رسم منحنى نمو الطفل بيانياً خلال سنوات دراستـه. وتهدف المعادلة العموديـة هنا إلى التوصل إلى مقياس عام (Common scale) للإشارة إلى العلامات من كافة مستويات قائمة التحصيل، وهذا يتطلب معادلة

المستويات. فإذا تحقق هذا القياس فإنه عندما ينتقل الطالب عبر الصفوف، ويأخذ مزيد من المستويات المتقدمة من الاختبار، فإن علامته على المستويات المتقدمة يمكن مقارنتها بعلاماته على المستويات الأقل تقدماً. (Crocker & Algina, 1986)

ولإجراء المعادلة لا بدّ من تحقق عدد من الشروط وهي:

1. أن تقيس الاختبارات المطلوب إجراء معادلتها القدرة نفسها أو السمة أو المتغير.
2. أن يكون تحويل نظام وحدات القياس مستقلاً عن عينة الأفراد التي استحدث منها البيانات المستخدمة في إجراء هذا التحويل.
3. أن تتميز الاختبارات بالقدر نفسه من الثبات إذا طبقت على مجموعات فرعية من أفراد المجتمع المستهدف نفسه. (بمعنى أنه يمكن استخدام أي من الصورتين بعد معادلة أي منهما الآخر).
4. أن يتحقق في المعادلة شرط التماثل (Symmetry)، وهذا يعني أن الدالة التي تحول بها العلامات من الصورة الأولى إلى الثانية، والدالة التي تحول بها العلامات من الصورة الثانية إلى الأولى تقودان إلى النتائج نفسها.
5. أن يتحقق مطلب العدالة (Equity) بمعنى أن مجموعتي العلامات المحوّلة والعلامات الخام يمكن اعتبارهما متعادلتين إذ أن إجابة المفحوص على أي من الصورتين لا تؤثر في تقدير علامته. (Cook & Eignor, 1991; Thorndike, 1982)

تصميمات جمع البيانات من أجل المعادلة (Data collection for Equating Designs)

هناك ثلاث تصميمات أساسية لجمع البيانات لعمل المعادلة وهي:

1. **التصميم A:** ففي هذا التصميم يتم توزيع أدوات أو نماذج مختلفة على المجموعات التي تشكلّت من خلال التوزيع العشوائي، وبالتالي، فإن كل مجموعة تأخذ أحد هذه النماذج أو الأدوات.
2. **التصميم B:** في هذا التصميم يتم توزيع الأدوات نفسها على كافة المفحوصين، ولضبط تأثير الترتيب، فإن الأدوات يتم توزيعها في كل التراتيب الممكنة. إن الترتيب الذي يأخذه مفحوص

معين يتحدد من خلال التوزيع العشوائي. فعند معادلة نموذجين، فإن المجموعة الكلية يتم تقسيمها بشكل عشوائي إلى مجموعتين. المجموعة الفرعية الأولى تأخذ النموذج (x) أولاً يتبعه النموذج (y)، وتأخذ المجموعة الفرعية الثانية النماذج في الترتيب المعاكس.

3. **التصميم C:** في هذا التصميم يتم توزيع أدوات مختلفة على مختلف المفحوصين. وبالإضافة إلى ذلك، يتم توزيع أداة مشتركة أو اختبار جذع مشترك (Anchor Test) على كافة المفحوصين. وفي الغالب ما يكون اختبار الجذع المشترك أقصر من النماذج المراد معادلتها. ولمعادلة نموذجين، فإن كل نموذج يتم توزيعه على مجموعة من المجموعتين، حيث لا يلزم هنا أن تكون المجموعات موزعة بطريقة عشوائية، وبالإضافة إلى ذلك يتم توزيع اختبار الجذع المشترك (Anchor Test) على كلا المجموعتين؛ ويمكن للجذع المشترك أن يكون داخلياً أو خارجياً، فيكون داخلياً عندما يؤلف مجموعة جزئية من الفقرات محتواه في كلا الاختبارين المراد معادلتهما، ويكون خارجياً عندما يعطى خارج الوقت الذي تعطى فيه كل من الصورتين المراد معادلتهما ولا تستخدم العلامات على الاختبار المشترك الخارجي في حساب العلامات الكلية وإنما لتقدير الأداء للمجموعة الكلية للمفحوصين على كلا الصورتين الأولى والثانية، وهكذا فإنه باستخدام طرق إحصائية يصبح الوضع مماثلاً للوضع الذي تعطى مجموعة المفحوصين نفسها صورتي الاختبار. (Crocker & Algina, 1986)

طرق المعادلة في إطار النظرية الكلاسيكية:

في طرق المعادلة الكلاسيكية تحوّل علامات إحدى الصورتين إلى ما يناظرها في الصورة الأخرى، وذلك بجعل توزيعي العلامات على الصورتين متماثلتين لمجموعة معينة من المفحوصين (Kolen, 1988). وهناك طريقتين:

أولاً: المعادلة الخطية (Linear Equating).

تحوّل علامات إحدى الصورتين إلى علامات الصورة الأخرى، بحيث أن المتوسط الحسابي للعلامات المحوّلة للصورة الأولى يساوي المتوسط الحسابي للصورة الثانية، والانحراف المعياري للعلامات المحولة للصورة الأولى يساوي الانحراف المعياري للصورة الثانية أو العكس. (Crocker & Algina, 1986)

المعادلة الخطية للتصميم A:

إن التصميم A يتطلب مجموعات تشكّلت بشكل عشوائي لأخذ أدوات مختلفة، فلنفرض مثلاً أن هناك صورتين يراد معادلتهما، ففي هذه الحالة يتم تشكيل مجموعتين فرعيتين من خلال التوزيع العشوائي، وكل مجموعة فرعية تأخذ إحدى الصورتين. إن المعادلة الخطية تقوم على الافتراض التالي: أنه بصرف النظر عن الفروقات في المتوسطات والانحرافات المعيارية، فإن توزيعات العلامات على النموذج (x) والنموذج (y) متشابهة، فإذا كان هذا صحيحاً فإن العلامات المتكافئة يمكن تحديدها من خلال تحديد أزواج العلامات، واحداً على النموذج (x) وواحداً على النموذج (y)، والتي لها نفس العلامة المعيارية (z). وبالتالي فإن العلامتين تكونا متكافئتين إذا كانت

$$\left(x-\hat{\mu}_x\right)\sigma_y=\left(y-\hat{\mu}_y\right)\sigma_x$$

إن معادلة تحويل العلامة x إلى العلامة y^* هي:

$$y^*=a(x-c)+d \ldots\ldots\ldots\ldots (1) \quad \text{(Angoff, 1971)}$$

حيث تشير كلاً من:

$$d=\mu_y$$

$$c=\mu_x$$

$$a=\frac{\sigma_y}{\sigma_x}$$

وكما تشير (x) إلى العلامة على النموذج الأول، والرمز y^* إلى العلامة المحوّلة. فلنفرض مثلاً أن المجموعة (1) أخذت النموذج (x) وحصلت على $\mu_x=50$ ، $\sigma_x=10$، في حين أن المجموعة (2) أخذت النموذج (y) وحصلت على $\mu_y=52$ ، $\sigma_y=11$ وإذا عوضنا في المعادلة رقم (1) تصبح المعادلة رقم (1) هي: $y^*=1.1(x-50)+52$، وبالتالي فإن علامة (45) على النموذج (x) تكون مكافئة للعلامة 46.5 على المقياس بالنسبة للعلامات على النموذج (y).

إن المعادلة الخطية تكون ملائمة إذا كانت التوزيعات x و y تختلف فقط في المتوسطات والانحرافات المعيارية.

المعادلة الخطية للتصميم B:

في هذا التصميم كافة المفحوصين يأخذون كل الأدوات، ومع ذلك فإن مجموعات مختلفة من المفحوصين تأخذ الأدوات في تراتيب مختلفة، حيث تتحدد التراتيب بالتوزيع العشوائي، ولعمل معادلة خطية لهذا التصميم يفترض وجود ترتيبين ممكنين. حيث تستخدم نفس المعادلة رقم (1) لكن الثوابت a، c، d تشير إلى:

$$a = \sqrt{\frac{\sigma_{y_1}^2 + \sigma_{y_2}^2}{\sigma_{x_1}^2 + \sigma_{x_2}^2}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

$$c = \left(\frac{\mu_{x_1} + \mu_{x_2}}{2}\right) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (3)$$

$$d = \left(\frac{\mu_{y_1} + \mu_{y_2}}{2}\right) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

(Angoff, 1971)

وفي هذه المقادير، فإن الرموز السفلية الرقمية تشير إلى المجموعات الفرعية التي تشكّلت لأخذ الأدوات في الترتيبين. والجدول التالي يبين إحصاءات وصفية لدراسة افتراضية تم إجراؤها مع التصميم B.

المجموعة	النموذج أو الصورة	μ	σ
1	x	25.2	5.3
	y	26.1	5.0
2	X	24.8	5.6
	Y	26.5	4.9

بتعويض القيم الواردة في الجدول في المعادلات رقم (2)، (3) و (4) نحصل على:

$$a = \sqrt{\frac{25+2401}{2809+31.36}} = 0.90$$

$$c = \left(\frac{25.2 + 24.8}{2}\right) = 25$$

and

$$d = \left(\frac{26.1 + 26.5}{2}\right) = 26.3$$

وبتعويض قيم a، c، و d في المعادلة رقم (1) نحصل على:

$$y^* = 0.90(x - 25) + 26.3$$

وبالتالي فإن علامة (30) على النموذج (x) تكون مكافئة لعلامة (30.8) على مقياس العلامات للنموذج (y).

المعادلة الخطية للتصميم C:

في هذا التصميم، فإن كل جزء من الأداة والتي سيتم معادلتها، يتم توزيعه على مجموعة مختلفة، وهذه المجموعات لا يتم تشكيلها بالضرورة من خلال التوزيع العشوائي، وبالإضافة إلى ذلك، يتم توزيع اختبار جذع مشترك (Anchor Test) على كافة المجموعات. بمعنى، إذا أردنا معادلة صورتين، فإنه يتم توزيع كل منهما على مجموعة مختلفة من المفحوصين، ويتم توزيع اختبار جذع مشترك واحد على كلتا المجموعتين.

لنفرض أن (z) تشير إلى العلامات على اختبار الجذع المشترك، ولنفرض أيضاً أن المجموعة الأولى تأخذ الاختبار (x) وأن المجموعة الثانية تأخذ الاختبار (y). تقوم المعادلة الخطية في هذا التصميم على مجموعة من الافتراضات وهي:

- أن الميل وخط القطع والخطأ المعياري لتقدير انحدار (x) على z في المجتمع الإحصائي الفرعي (1) تساوي الميل وخط القطع والخطأ المعياري لتقدير انحدار (x) على (z) في المجتمع الإحصائي الكلي.

- إن الميل، وخط القطع، والخطأ المعياري لتقدير انحدار (y) على (z) في المجتمع الإحصائي الفرعي (2) تساوي الميل وخط القطع والخطأ المعياري لتقدير انحدار (y) على (z) في المجتمع الإحصائي الكلي.

وتكون هذه الافتراضات معقولة إذا تشكلّت المجموعتان من خلال التوزيع العشوائي. ومع ذلك، إذا لم تتشكل المجموعتان من خلال التوزيع العشوائي، فإن هذه الافتراضات قد لا تكون معقولة. ويشير أنجوف (Angoff, 1971) إلى أنه كلما كان الفرق بين المجموعتين على (z) أكبر، كلما كانت الاحتمالية أن تعتمد الافتراضات أقل. وكما هو في التصميم في A، فإنه يتم تنفيذ المعادلة الخطية رقم (1) حيث تشير كلاً من a، c، d إلى:

$$a = \sqrt{\frac{\sigma_{y_2}^2 + b_{yz_2}^2\left(\sigma_z^2 - \sigma_{z_2}^2\right)}{\sigma_{x_1}^2 + b_{xz_1}^2\left(\sigma_z^2 - \sigma_{z_1}^2\right)}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (5)$$

$$c = \mu_{x_1} + b_{xz_1}\left(\mu_z - \mu_{z_1}\right) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

$$d = \hat{\mu}_{y_2} + b_{yz_1}\left(\hat{\mu}_z - \hat{\mu}_{z_1}\right) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (7)$$

حيث تشير b_{xz_1}، b_{yz_2} إلى الميل لانحدار (x) على z في المجموعة (1)، وانحدار (y) على (z) في المجموعة (2) على التوالي.

تطبيق المعادلة الخطية للاختبارات متعددة المستويات:

تتلخص طريقــة المعادلــة الخطيــة للاختبــارات متعددة المستويات بالخطوات الآتية (Angoff, 1984):

(1) تتألف بعض الاختبارات المتعددة المستويات من سلسلة من الاختبارات بحيث أن كل اختبار مصمم لمستوى واحد من المستويات التي يغطيها الاختبار المتعدد المستويات. فلنفرض مثلاً أن الاختبار المتعدد المستويات مكون من ثلاثة مستويات هي (z, x, y) بحيث أن أدنى مستوى هو y وأعلى مستوى هو z، ولتدريج هذه السلسلة بالطريقة الخطية يختار الاختبار في منتصف السلسلة كجذع (Anchor)، والاختبارات التي فوقهُ بالضبط وتحته بالضبط تعاير

بالنسبة له، توضع العلامات على هذا الاختبار (مستوى x) على تدريج مرجعي (Interim Scale) بتعريف علامة واحدة (مثلاً 350) لكي تقابل أصغر علامة خام على الجذع وعلامة أخرى (مثلاً 450) لكي تقابل أكبر علامة على الجذع وينتج عن هذه العملية المعادلة التالية:

$$I = a_{cx}\ x + b_{cx} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ (8)$$

حيث a_{cx} ، b_{cx} هما الميل والمقطع الصادي للمعادلة الخطية التي تربط العلامات الخام على المستوى x بالتدريج المرجعي I.

(2) باستعمال المعادلات التالية، يقدّر المتوسط الحسابي والتباين لكل من المستويين y و x وذلك للمجموعة الكلية التي أجابت عن أي من المستويين المذكورين.

$$\hat{M}_{xt} = M_{x\alpha} + b_{xv\alpha}\left(M_{vt} - M_{v\alpha}\right) \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ (9)$$

$$\hat{S}^2_{xt} = S^2_{x\alpha} + b^2_{xv\alpha}\left(S^2_{vt} - S^2_{v\alpha}\right) \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ (10)$$

$$\hat{M}_{yt} = M_{y\beta} + b_{yv\beta}\left(M_{vt} - M_{v\beta}\right) \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ (11)$$

$$\hat{S}^2_{yt} = S^2_{y\beta} + b^2_{yv\beta}\left(S^2_{vt} - S^2_{v\beta}\right) \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ (12)$$

حيث تشير الرموز الواردة في المعادلات أعلاه إلى ما يلي:

$\hat{M}_{xt}$ = المتوسط الحسابي المقدّر للمجموعة الكلية t الناتجة من مجموعتي الأفـــراد الـــذين أجابوا عن أي من المستويين x، y على مستوى الاختبار x.

$\hat{M}_{yt}$ = المتوسط الحسابي المقدّر للمجموعة الكلية t الناتجة من مجموعتي الأفـــراد الـــذين أجابوا عن أي من المستويين y, x على مستوى الاختبار y .

$M_{x\alpha}$ = المتوسط الحسابي للمجموعة α التي أجابت على مستوى الاختبار x .

$M_{y\beta}$ = المتوسط الحسابي للمجموعة β التي أجابت على مستوى الاختبار y .

M_{vt} = المتوسط الحسابي للمجموعة الكلية على فقرات اختبار الجذع المشترك v .

$\hat{S}^2_{xt}$ = التباين المقدّر للمجموعة الكلية t ، على المستوى x .

$\hat{S}^2_{yt}$ = التباين المقدّر للمجموعة الكلية t ، على المستوى y .

$S^2_{x\alpha}$ = التباين المقدّر للمجموعة α التي أجابت على المستوى x .

$S^2_{y\beta}$ = التباين المقدّر للمجموعة β التي أجابت على المستوى y.

S^2_{vt} = التباين للمجموعة الكلية t على الفقرات المشتركة بين المستويين x، y.

$b_{xv\alpha}$ = معامل انحدار x على الفقرات المشتركة v في المجموعة التي أجابت على المستوى x.

$b_{yv\beta}$ = معامل انحدار y على الفقرات المشتركة v في المجموعة التي أجابت على المستوى y.

(3) بعد تقدير المتوسط الحسابي والتباين لكل من المستويين x، y وذلك للمجموعة الكلية التي أجابت على أي من المستويين x، y. تطبق المعادلة:

$$x = a_{xy}\, y + b_{xy} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (13)$$

حيث تشير $a_{xy} = \dfrac{\hat{S}_{xt}}{\hat{S}_{yt}}$

$$b_{xy} = \hat{M}_{xt} - a_{xy}\,\hat{M}_{yt}$$

وبهذا تُحوّل العلامات الخام على المستوى y إلى تدريج العلامات الخام للمستوى x.

(4) يتم تحويل العلامات المحوّلة من المستوى y إلى المستوى x إلى علامات على التدريج المرجعي I.

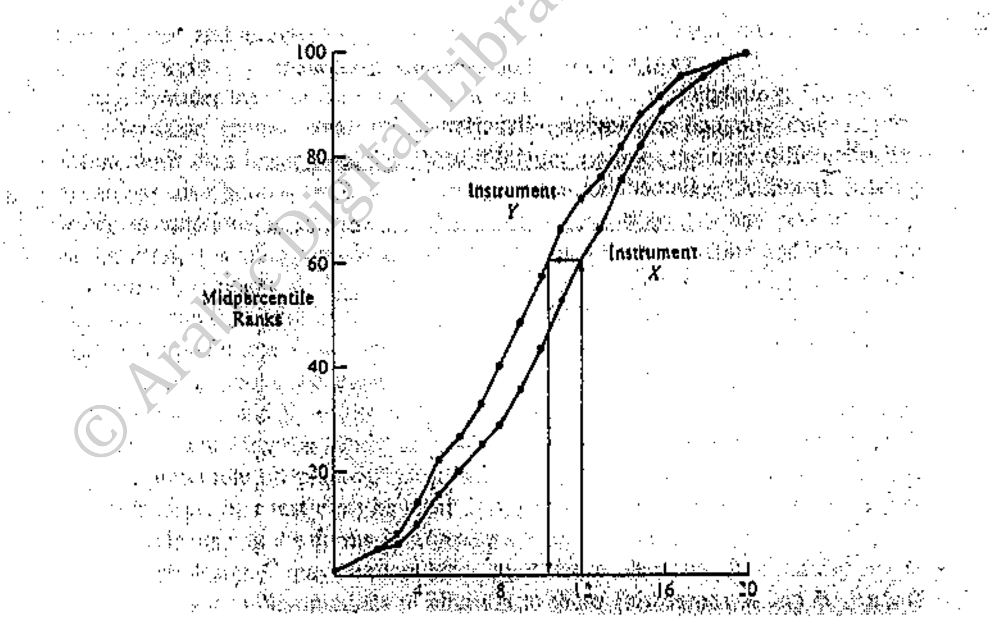
(5) تكرار الخطوات السابقة بحيث يتم تحويل z إلى x إلى I. النتيجة لهذه السلسلة من التحويلات تدريج تقع عليه جميع مستويات الاختبار الثلاثة (z, x, y)، وهو بمثابة مقياس عام لجميع المستويات في سلسلة الاختبارات (z, x, y).

ثانياً: المعادلة المئينية (Equipercentile Equating)

في المعادلة المئينية تعتبر علامتان على صورتي اختبار أنهما متكافئتان، إذا كان لهما الرتبة المئينية نفسها (Angoff, 1984).

وتحتاج المعادلة المئينية إلى تحديد العلامات الخام لصورتي الاختبار والتي لها الرتبة المئينية نفسها. وتتم خطوات إجراء المعادلة المئينية كما يلي: (Crocker & Algina, 1986)

1. ترتيب العلامات الخام لصورتي الاختبار y, x المراد معادلتهما في جدول تكراري تراكمي.
2. تحديد الرتب المئينية لتوزيع العلامات الخام لكل من صورتي الاختبار y, x.
3. رسم المنحنى التكراري التراكمي النسبي لعلامات الاختبار x وعلى نفس المستوى الديكارتي يرسم المنحنى التكراري التراكمي النسبي لعلامات الاختبار y كما في الشكل (1).
4. إيجاد العلامتين على x, y المناظرتين لرتبة مئينية معينة، حيث تعدّ هاتان العلامتان متكافئتين.
5. رسم منحنى ممهد (Smooth Curve) للعلامتين المتكافئتين بحيث تمثّل علامات إحدى الصورتين على المحور السيني وعلامات الصورة الثانية على المحور.



شكل (1): التمثيل البياني للعلامات الخام المتعادلة في الاختبارين عند الرتبة المئينية نفسها.

وعادة ما يكون شكل منحنى التحويل المئيني بين العلامات على صورتي الاختبار y, x خطياً في حالة التماثل في الصورتين، أما إذا كان شكل المنحنى مقعراً للأعلى فهذا يعني أن صورة الاختبار x أصعب من صورة الاختبار y وإذا كان شكل المنحنى مقعراً للأسفل فهذا يعني أن صورة الاختبار x أسهل من صورة الاختبار y. وإذا كان شكل المنحنى على شكل حرف (S) فهذا يعني

أن توزيع العلامات على صورة الاختبار x أكثر تسطحاً (Flatter) من توزيع العلامات على الصورة y. (الشريفين، 2003)

وفي حالة استخدام تصميم اختبار الجذع المشترك يمكن تطبيق المعادلة المئينية باتباع الخطوات التالية: (Thorndike, 1982)

1. إعداد توزيع علامات اختبار الجذع المشترك للمجموعة الكلية والتي تشمل مجموعة الأفراد الذين أجابوا عن الصورتين y, x.
2. إيجاد العلامات على الاختبار المشترك U في توزيع المجموعة الكلية التي تناظر مئينات معينة مثلاً $(P_1, P_5, P_{10}, \ldots, P_{90}, P_{95}, P_{99})$.
3. إعداد توزيعات منفصلة للاختبار المشترك U لكل مجموعة جزئية أجابت عن إحدى صورتي الاختبار المراد معادلتهما.
4. في كل مجموعة جزئية يتم تحديد الرتب المئينية المناظرة للعلامات التي عُرِّفت في التوزيع.
5. إيجاد العلامة x أو y المناظرة للرتب المئينية التي حُسبت في الخطوة (4).
6. العلامتان على y, x المناظرتان لرتبة مئينية معينة على اختبار الجذع المشترك والتي حددت من المجموعة الكلية تُعدان متكافئتين، ويتم رسمهما على ورقة رسم بياني، بحيث تُمثل علامات إحدى الصورتين على المحور السيني وعلامات الصورة الثانية على المحور الصادي.
7. رسم منحنى ممهد (Smooth Curve) يمثل النقط التي عُينت في الخطوة (6) والذي يستفاد منه في تحديد التكافؤ بين صورتي y, x.

المعادلة وفق النظرية الحديثة:

وقبل التحدث عن آلية المعادلة في إطار النظرية الحديثة، لا بدّ من التحدث عن النظرية الحديثة في القياس وأهميتها وأهم الافتراضات التي تقوم عليها هذه النظرية.

تعدّ النظرية الحديثة في القياس أو نظرية الاستجابة للفقرة (Item Response Theory, IRT) من النظريات السيكومترية المعاصرة التي اتضحت فائدتها في التغلب على كثير من مشكلات القياس التي عجزت النظرية الكلاسيكية عن مواجهتها. فهذه النظرية تحاول نمذجة العلاقة القائمة بين مستوى سمة معينة لدى الفرد (Trait level) التي يقيسها اختبار معين، واستجابته لفقرة من فقرات الاختبار. ونظراً لأن مستويات السمة غير منظورة بطبيعتها وتؤثر في المتغيرات المنظورة، فإنه يتم تقديرها من هذه المتغيرات، أي من الاستجابات الملاحظة. وعادة يفترض أن السمة التي تنطوي عليها الاستجابات بمثابة قدرة من نوع معين، أي خاصة تميّز الفرد بحيث توجد علاقة منتظمة بين مستويات القدرة لمختلف الأفراد، واحتمالات إجابتهم على فقرات اختبارية مختلفة إجابة صحيحة. وعلى الرغم من أن هذه العلاقة كانت توصف استناداً إلى النموذج الاعتدالي التراكمي Normal Ogive Model وذلك في العقدين الثالث والرابع من القرن الماضي، إلاّ أنه في الإطار المعاصر لنظرية الاستجابة للفقرة أصبح وصف هذه العلامة يستند إلى نموذج دالة الترجيح اللوغاريتمي Logistic Function. وعلى العكس من نظرية القياس الكلاسيكية، فإن نظرية الاستجابة للفقرة تستند إلى افتراضات قوية فيما يتعلق بما يحدث عند استجابة الفرد لفقرات الاختبار. (علام، 2005)

افتراضات النظرية الحديثة:

تقوم هذه النظرية على افتراضات أساسية هي: (Hambleton & Swaminathan, 1985)

1. الافتراض الأول: أحادية البعد (Unidimensionality)

تفترض نماذج السمات الكامنة وجود قدرة واحدة تفسّر أداء الفرد في الاختبار ولذلك تسمى بالنماذج أحادية البعد. أما النماذج التي تفترض وجود أكثر من قدرة واحدة تكمن وراء هذا الأداء فإنها تسمى نماذج متعددة الأبعاد.

2. الافتراض الثاني: الاستقلال الموضعي (Local Independence)

ويقصد به أن احتمال الإجابة الصحيحة للفرد على فقرة من فقرات الاختبار يكون مستقلاً إحصائياً عن إجابته على أي فقرة من الفقرات الأخرى، عند ضبط كل من القيمة التقديرية لقدرته، والقيمة التقديرية لصعوبة الفقرة، لذلك فإن الاستقلال الموضعي يشير إلى أن فقرات الاختبار تكون غير مرتبطة. ولكي يتحقق هذا الافتراض ينبغي أن يكون نمط استجابة الفرد (واحد صحيح، أو صفر) مساوياً حاصل ضرب احتمالات حصوله على درجة معينة في كل فقرة من فقرات الاختبار. وهذا يتحقق إذا كانت جميع الفقرات تقيس سمة كامنة أو قدرة واحدة. فأحادية البعد تتطلب إذن وجود سمة كامنـــة واحدة بحيث يكون جميـــع أزواج الفقرات تحقق افتراض الاستقلال، وهذا يعني أن الفقرات يجب أن تكون مستقلة إحصائياً لأي مجتمع فرعي متجانس من الأفراد فيما يتعلق بالسمة الكامنـــة. لذلك فإن الاستقـــلال الموضعـــي يتعلق أيضاً بعدد السمات أو القدرات التي ينطوي عليها الأداء على الفقرات، أي أن الاستقلال الموضعي يعدّ مؤشراً لأحادية البعد إذا كان النموذج المستخدم يحدّد قيمة تقديريـــة لقدرة الفرد على بعد أحادي. (Embertson & Reise, 2000).

3. الافتراض الثالث: وجود دالة تحدد منحنى خصائص الفقرة

(Item characteristic curve) (ICC)

يقوم هذا الافتراض على أن العلاقة بين احتمال إجابة المفحوص على الفقرة ومقدار السمة (القدرة) المقاسة لديه من خلال دالة تراكمية متزايدة تعرف باسم منحنى خصائص الفقرة (ICC) أو منحنى استجابة الفقرة (Item response function) (IRF). حيث يوفر هذا المنحنى احتمالات إجابة المفحوصين عن الفقرة في مستويات السمة (القدرة) المختلفة إجابة صحيحة، وبما أن المنحنى تراكمياً متزايداً فإنه يشير بوضوح إلى أنه يزداد احتمال إجابة الفرد على الفقرة إجابة صحيحة بازدياد مقدار السمة لديه.

4. الافتراض الرابع: السرعة في الأداء (Speediness)

تفترض نظرية السمات الكامنة أن عامل السرعة لا يلعب دوراً في الإجابة عن فقرات الاختبار. بمعنى أن عدم إجابة الأفراد على فقرات الاختبار يعزى إلى قدرتهم وليس إلى عامل السرعة في الإجابة. (Hambleton & Swaminathan, 1985)

آلية المعادلة في إطار النظرية الحديثة:

(Equating with item response-theory)

تعتمد أساليب المعادلة في إطار النظريــة الحديثــة في القياس على تعريف للدرجات المتكافئة (Equivalent scores) في صيغتيــن من صيغ اختبــار معيــن، بأنها الدرجــات التي تناظر نفس تقديــر مستوى قدرة، أو سمة كامنــة، أو مهارة تنطــوي عليها كل من الصيغتين (Cook & Douglas, 1982). فإذا كانت البيانات المتعلقة بتكافؤ اختبارين تطابق أحد نماذج الاستجابة للفقرة أحادية البعد، وتم تقدير معالم النموذج تقديراً دقيقاً، فإن تقديرات قدرة الأفراد تكون مستقلة عن مجموعة الفقرات التي يستجيب لها كل منهم ما دامت هذه التقديرات قد وضعت على مقياس مشترك (Common scale). ويرى (Cook & Eignor, 1988) أن عملية المعادلة في إطار هذه النظرية تشتمل على ثلاث خطوات وهي:

(1) اختيار نموذج الاستجابة للفقرة المناسبة، وكذلك التصميم المتعلق بجمع بيانات عملية المعادلة. حيث توجد ثلاثة تصميمات لجمع البيانات اللازمة لعملية المعادلة، وهي نفس التصميمات المستخدمة في النظرية الكلاسيكية والتي تم الإشارة عنها في مقدمة هذا الفصل.

(2) وضع تقديرات معالم الفقرات على مقياس مشترك (Common scale). إن وحدة القياس، ونقطة الأصل للقــدرة والصعوبــة غير محددتيــن في نماذج نظريــة الاستجابة للفقرة (Item response theory)، ويمكن توضيح ذلك، بأخذ أحد نماذج النظرية الحديثة وليكن النموذج ثنائي المعلمة:

$$P_i(\theta) = \frac{e^{Da_i(\theta-b_i)}}{1+e^{Da_i(\theta-b_i)}} \quad \text{.............................} (14)$$

حيث: $D = 1.7$

a_i = معلمة التمييز للفقرة i

θ: معلمة القدرة للفرد

$P_i(\theta)$: احتمال الإجابة الصحيحة عن الفقرة i لشخص قدرته θ.

وعند إجراء تحويل خطي على كل من θ، b_i وفقاً للمعادلات التالية:

$$\theta^* = K\theta + d$$

$$b^*_i = Kb_i + d \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (15)$$

$$a_i^* = \frac{a_i}{K}$$

حيث: K: ميل التحويل الخطي.

d: المقطع الصادي للتحويل الخطي.

فإن $P_i(\theta) = P_i(\theta^*)$، وهذا صحيح لأي تغيير خطي للمعالم، ويشير هذا إلى أن التدريج لمتصل القدرة غير محدد في النموذج ثنائي المعلمة، وهذه المشكلة – عدم التحديد (Indeterminacy) – موجودة في النموذج ثلاثي المعلمة، وقد أمكن التغلب عليها باستخدام برنامج (Logist) وذلك بجعل نقطة الأصل ووحدة قياس القدرة تستندان إلى قدرة مجموعة الأفراد التي استخدمت في معايرة الفقرات (المفحوصين). وفي العادة نجعل متوسط تقديرات القدرة يساوي صفراً، والانحراف المعياري لهذه التقديرات يساوي واحد صحيح؛ ولهذا كجزء من عملية المعايرة (Calibration)، توضع تقديرات المعالم على مقياس (Scale) يحدده توزيع القدرة لدى المفحوصين. كما ينبغي ملاحظة أن العلاقة بين مقياسين استمدا من معايرتين مختلفتين باستخدام النموذج ثلاثي المعلمة تكون دائماً خطية (مستقيمة)، وذلك لأنهما يختلفان فقط في نقطة الأصل، ووحدة القياس. وفي حالة استخدام النموذج أحادي المعلمة (نموذج راش)، فإن دالة منحنى خصائص الفقرة هي دالة بالمتغير $(\theta - b_i)$، وفي هذا النموذج فإن نقطة الأصل غير محددة لمقياس القدرة والصعوبة، وتحل هذه المشكلة في برمجية (BIGSTEPS) بتعيين نقطة الأصل لمقياس القدرة والصعوبة بناء على قدرات المفحوصين الذين تم استخدامهم في معايرة الفقرات، أي أن المتوسط الحسابي لـ θ

يُجعل صفراً بغض النظر عن برمجية الحاسوب، فإن العلاقة بين المقاييس المشتقة من عمليتي المعادلة ستختلفان فيما بينهما بثابت فقط. (علام، 2005)

(3) بعد أن توضع تقديرات معالم الاختبارين على تدريج واحد، فإن تقدير القدرة الذي يتم الحصول عليه لفرد معين سيكون ثابتاً ضمن أخطاء القياس، بغض النظر عن الاختبار الذي أجاب عنه المفحوص. إذا كان برنامج اختباري غير قادر على تسجيل تقديرات القدرة للمفحوصين، فإنه من الممكن تحويل أي قيمة لـــ θ إلى ما يناظرها من العلامة الحقيقية المقدّرة على صورتي الاختبار واستعمال هذه التقديرات للعلامات الحقيقية كعلامات متكافئة. فإذا كانت الصورة x والصورة y كلاهما مقياس للقدرة نفسها θ، فإن العلامتين الحقيقيتين المقدرتين على الصورتين المرتبطتين بـــ θ بدالة خصائص الاختبار هما:

$$\hat{T}_x = \sum_{i=1}^{n_x} \hat{P}_i(\theta) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (16)$$

حيث $\hat{T}_x$: تقدير العلامة الحقيقية على الصورة x.

$$\hat{T}_y = \sum_{j=1}^{n_y} \hat{P}_j(\theta) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (17)$$

حيث $\hat{T}_y$: تقدير العلامة الحقيقية على الصورة y.

ومن خلال المعادلتين السابقتين 16، 17 يتم تحويل أي قيمة لـــ θ إلى علامة حقيقية مقدّرة على صورتي الاختبار، ولما كانت تقديرات معالم الفقرة المستخدمة في المعادلتين مستقلة عن المجموعات التي أجابت عن الاختبارين، فإن التحويل أو العلاقة بين العلامات الحقيقية على الصورتين يمكن القول عنها أنها مستقلة عن المجموعات التي استخدمت للحصول عليها. (Cook & Eignor, 1991) إن تطبيق نظرية الاستجابة للفقرة في معادلة الاختبارات كان موضع اهتمام الباحثين في الأونة الأخيرة، غير أنه من الصعب الوصول إلى استنتاجات وإصدار تعميمات لأن دراسات مختلفة استخدمت اختبارات متنوعة ومختلفة، وعينات مختلفة، وطرق مختلفة لتقييم دقة نتائج المعادلة. فمن النتائج الرئيسية التي توصلت إليها الدراسات التي أجريت هي عدم وجود طريقة معادلة محددة تحقق أفضل النتائج لمعادلة جميع الاختبارات. (Skaggs & Lissitz, 1986).

ولن يتم استخدام نموذج راش في الدراسة الحالية كأسلوب من أساليب المعادلة، وذلك لأن الاختبارات تختلف في مستوى صعوبتها، كما أن العينات تختلف في مستوى قدرتها. كما أنه من الأسباب الرئيسية التي دعت إلى عدم استخدام نموذج راش ما توصّل إليه كل من لويد وهوفر (Hoover & Loyd, 1980) في دراسة لهما من أن أحادية البعد هي افتراض أساسي في نموذج راش، حيث أن هذا الافتراض لا يمكن أن يتحقق في الاختبارات المبنية على مناهج دراسية لعدة صفوف بسبب تغير المحتوى من صف لآخر.

ومن هنا فقد اعتمدت الدراسة الحالية على الطرق التقليدية في المعادلة وهما الطريقة الخطية والطريقة المئينية للوصول إلى المقياس العام للمستويات الثلاثة التي تم إعدادها لقياس القدرة الرياضية.

ولقد بينت كولن (Kolen, 1981) أنه لا يوجد محك واضح وحاسم يبين أنه الأفضل فيما يتعلق بالمقارنة بين دقة وكفاءة الطرق المختلفة في المعادلة وسوف يستخدم في الدراسة الحالية معيار الخطأ المعياري للمعادلة للحكم على دقة المعادلة الناتجة:

الخطأ المعياري للمعادلة (Standard Error of Equating).

تتعرض المعادلة كأي إجراء إحصائي لأخطاء عشوائية، وتوفر الأخطاء المعيارية للمعادلة طرقاً للتعبير عن مقدار الخطأ في معادلة صور الاختبار والتي تُعزى لعينة المفحوصين، ويعبر عن الخطأ المعياري للمعادلة بأنه الانحراف المعياري للعلامات محولة لإحدى الصورتين y المناظرة لعلامة معينة على الصورة الأخرى x تؤخذ من تحويل مبني على عينات مستقلة اختيرت من مجتمعها. ويختلف الخطأ المعياري للمعادلة عادة باختلاف قيمة العلامة.

تستخدم الأخطاء المعيارية للمعادلة كوسيلة للتعبير عن دقة المعادلة، كما تستعمل للمقارنة بين طرق المعادلة وتصميماتها. (Hoover, Kolen and Petersen, 1989)

ويُحسب الخطأ المعياري للمعادلة الخطية عند استخدام تصميم اختبار الجذع المشترك من خلال المعادلة: (Thorndike, 1982)

$$\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ (17)\ S.E_y = \left(2\hat{\sigma}_y^2\left(1-\hat{r}^2\right)\frac{\left(1+\hat{r}^2\right)Z_x^2+2}{Nt}\right)^{\frac{1}{2}}$$

حيث: $S.E_y$ = الخطأ المعياري لـــ y عند العلامة Z_x.

Nt = العدد الكلي لأفراد المجموعتين اللتين أجابتا عن الصورتين x، y.

Z_x = العلامة المعيارية التي تقابل العلامة الخام x.

$$Z_x = \frac{X - \hat{\bar{X}}}{\sigma_x}$$

$$\hat{r} = \frac{1}{2}\left(r_{xv} + r_{yv}\right)$$

r_{xv} = معامل الارتباط بين العلامات على الصورة x والعلامات على مجموعة الفقرات المشتركة بين الصورتين x، y.

r_{yv} = معامل الارتباط بين العلامات على الصورة y والعلامات على مجموعة الفقرات المشتركة بين الصورتين x، y.

أما في حالة المعادلة المئينيـــة فإن الخطأ المعيـــاري للمعادلـــة يحسب من خلال المعادلـــة: (Hoover, Kolen & Petersen, 1982).

$$S.E\left(e_x\left(y_o\right)\right) = \sqrt{\sigma_x^2\left(\frac{P(1-P)}{\phi^2}\right)\left(\frac{1}{N_x}+\frac{1}{N_y}\right)}$$

حيث: $S.E\,e_x\left(y_o\right)$ هو الانحراف المعياري للعلامات المحولة $e_x\left(y_o\right)$ بالطريقة المئينية إلى تدرج x المناظرة لعلامة خام معينة $\left(y_o\right)$ على الصورة y، حيث أن كل قيمة لـــ $e_x\left(y_o\right)$ يتم حسابها من عينات جديدة تختار من مجتمعها تحت الدراسة.

σ_x^2 : تباين العلامات على الاختبار x.

P : نسبة العلامات التي تقل عن قيمة معينة في الصورة y.

N_x : حجم العينة التي أخذت الاختبار x.

N_y : حجم العينة التي أخذت الاختبار y.

ϕ : الإحداثي الصادي لمنحنى التوزيع الطبيعي المعياري عند النقطة التي تكون المساحة تحتها تساوي P.

مشكلة الدراسة وأسئلتها:

هناك دراسات عديدة بحثت القدرة الرياضية، وهذا دليل على مكانة هذه القدرة وأهميتها، ومساهمتها في مجالات معرفية مختلفة، لكن الدراسات التي أجريت كانت تهدف إلى تطوير اختبار واحد للفئة العمرية المستهدفة، مما يعطي الدراسة الحالية ميزة بأنها تناولت القدرة الرياضية ضمن مدى عمري أطول، حيث هدفت هذه الدراسة إلى تدريج مقياس متعدد المستويات للقدرة الرياضية للمرحلة الأساسية العليا. كما أن وجود مقياس متعدد المستويات للقدرة الرياضية يحقق عدة أغراض منها: أنه يوفر تقدير أكثر دقة للأفراد الذين يختلفون في قدراتهم عن قدرات المجموعة العمرية التي ينتمون إليها، كما أنه سيساهم في معرفة مستوى التطور للقدرة الرياضية عند الفرد، وتشخيص جوانب التفوق أو التخلف في تطور هذه القدرة بالإضافة إلى أنه يساهم في بناء معايير للاختبارات المقننة واستخدام أساليب معادلة تمكن من التوصل إلى وحدات قياس معيارية مشتقة من مجموعات التقنين.

ولتحقيق هدف هذه الدراسة، فقد تم بناء ثلاثة اختبارات ثنائية التدريج لقياس القدرة الرياضية للصفوف الثامن والتاسع والعاشر. حيث تضمنت تلك الاختبارات مجموعة من الفقرات المشتركة (Anchor Test). ولما كان من المفترض أن تقيس تلك الاختبارات الثلاثة السمة نفسها على متصل واسع. ولكل اختبار مستوى أو جزءاً من المدى للمتصل يمكن به قياسه، لكن نظام الوحدات ليس نفسه في جميع الاختبارات، عندئذٍ ستنشأ الحاجة إلى معادلة هذه الاختبارات بحيث تكون العلامة المتحققة على أي منها مناظرة لموقع على متصل قياس القدرة بدلالة وحدة القياس نفسها مهما كان ذلك الموقع، لذا استخدمت المعادلة العمودية. لأن الاختبارات الثلاثة مختلفة في مستوى صعوبتها، وكذلك عينات الأفراد التي ستطبق عليها تلك الاختبارات مختلفة في مستوى قدرتها. ولم يتم استخدام النموذج الأحادي (نموذج راش) في هذه الدراسة لأنه حسب ما ذكره سكاجز ولسيزتز (Skaggs & Lissitz, 1986) عند مراجعتهما لعدد كبير من الدراسات من أن النموذج أحادي المعلمة لا يعطي نتائج موثوقاً بها في المعادلة العمودية. كما أنه من الأسباب الرئيسية التي دعت إلى عدم استخدام نموذج راش ما توصل إليه كلٌ من لويد وهوفر

(Hoover & Loyd, 1980) في دراسة لهما من أن أحادية البعد هي افتراض أساسي في نموذج راش، حيث أن هذا الافتراض لا يمكن أن يتحقق في الاختبارات المبنية على مناهج دراسية لعدة صفوف بسبب تغير المحتوى من صف لآخر.

وبعبارة أخرى فإن الغرض من هذه الدراسة هو تدريج مقياس متعدد المستويات للقدرة الرياضية للمرحلة الأساسية العليا. وبالتحديد فإن هذه الدراسة ستحاول الإجابة عن التساؤلات التالية:

1. ما دلالات الصدق والثبات لمقياس القدرة الرياضية في مستوياته الثلاثة؟
2. ما قيم إحصائيات فقرات مقياس القدرة الرياضية في مستوياته الثلاثة؟
3. ما خصائص التدريج المشترك لمستويات المقياس الثلاثة باستخدام أسلوبي المعادلة المستخدمين في الدراسة؟
4. ما مدى فاعلية المعادلة وفق أسلوبي المعادلة المستخدمين في الدراسة؟

التعريفات الإجرائية:

- ***الاختبار ثنائي التدريج (Dichotomous):*** هو اختبار تكون الاستجابة لفقراته عبارة عن متغيرٍ ثنائي، وفيه تعطى العلامة (1) للإجابة الصحيحة عن الفقرة، والعلامة (0) للإجابة الخطأ عن الفقرة.
- ***معادلة الاختبار (Test Equating):*** تحويل نظام وحدات القياس الخاص بإحدى الصورتين إلى نظام وحدات القياس الخاص بالصورة الأخرى، بحيث تصبح القياسات المستمدة من درجات كل من الصورتين متكافئة بعد عملية التحويل.
- ***المعادلة العمودية (Vertical Equating):*** تكون صور الاختبار مختلفة في مستوى صعوبتها، وذلك عندما تكون عينات الأفراد التي تطبق عليها هذه الصور مختلفة في مستوى قدراتها، والافتراض في مثل هذه الحالة أن تكون القدرة أو السمة على متصل واسع المدى كما هو الحال في السمات التطورية، عندئذٍ فإن هذا المدى الواسع لا يسمح بأن يتم قياسه باختبار

واحد فتنشأ الحاجة إلى عدة اختبارات يفترض أنها تقيس سمة واحدة على متصل السمة نفسها.

- *القدرة الرياضية:* تعرّف القدرة الرياضية بأنها مقدرة الطالب على فهم واستيعاب الرموز والمفاهيم والمصطلحات والتعميمات الرياضية (عناصر المعرفة الرياضية) وتذكرها وتطبيقها في مواقف رياضية.
- ***الخطأ المعياري للمعادلة (Standard error of equating):*** ويعرّف على أنه الانحراف المعياري لعلامات محولة لإحدى الصورتين y المناظرة لعلامة معينة على الصورة الأخرى x وتؤخذ من تحويل مبني على عينات مستقلة اختيرت من مجتمعها. وتختلف قيمته باختلاف التصميم المستخدم.

محددات الدراسة:

- اقتصرت عينة الدراسة على طالبات الصفوف الثامن والتاسع والعاشر في مديرية التربية والتعليم لمنطقة اربد الأولى.
- اقتصار معايير الفاعلية على الخطأ المعياري للمعادلة.

الفصل الثاني

الدراسات السابقة

بما أن هذه الدراسة هدفت إلى تدريج مقياس عام للقدرة الرياضية لطلبة المرحلة الأساسية العليا باستخدام طرق المعادلة وفق النظرية الكلاسيكية. كان لا بدّ من عرض بعض الدراسات التي تناولت القدرة الرياضية أو بعض أبعادها وكذلك بعض الدراسات التي تناولت طرق المعادلة ونماذجها المختلفة.

لذا قامت الباحثة بتصنيف الدراسات في فئتين مستخدمة المعيار الزمني لعرض هذه الدراسات.

أولاً: الدراسات التي تناولت القدرة الرياضية أو التفكير الرياضي لدى الطلبة أو أبعاد أي منهما.

ثانياً: الدراسات التي تناولت المعادلة العمودية ونماذجها المختلفة.

أولاً: الدراسات التي تناولت القدرة الرياضية أو التفكير الرياضي لدى الطلبة أو بعض أبعاد أي منهما.

فقد أجرى جينس (Janes, 1983) دراسة درس فيها الفروق بين الجنسين في القدرة الرياضية والقدرة اللفظية. جمعت البيانات من خلال تطبيق اختبار للقدرة الرياضية والقدرة اللفظية على أفراد عينة الدراسة، والبالغ عددهم (98) طالباً وطالبة، حيث أشارت نتائج الدراسة إلى عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية تعزى للجنس في أداء الطلبة على كل من القدرة الرياضية والقدرة اللفظية.

ودرس أبو زينة والشيخ (1986) النمو الحاصل في القدرة على التفكير الرياضي بتقدم الطلبة في الدراسة الأكاديمية من المرحلة الثانوية إلى مرحلة التعليم الجامعي، وأثر برنامج دراسة الطالب في مقدرته على التفكير الرياضي. تألفت عينة الدراسة من (854) طالباً وطالبة مثلوا الطلبة في مرحلتي التعليم الثانــوي والجامعي وذلك ضمن مستويــات تعليمية أربعة: الصف

الأول الثانوي (10) سنوات دراسية، الصف الثاني الثانوي (11) سنة دراسية، سنتان دراسيتان بعد المرحلة الثانوية، 4 سنوات دراسية في المرحلة الجامعية، كما مثلت العينة برامج دراسية مختلفة: ثانوي علمي مع ثانوي أدبي، جامعيون سنة ثانية ومعاهد معلمين، جامعيون رياضيات وجامعيون علوم. وقد استخدم لأغراض الدراسة مقياس من إعداد الباحث نفسه حيث تمتع هذا المقياس بدلالات صدق وثبات مناسبة. أما مظاهر التفكير الرياضي التي تحددت بالاختبار هي: الاستقراء، التعميم، الاستنتاج (الاستدلال)، التعبير بالرموز، المنطق الشكلي، البرهان. أشارت نتائج هذه الدراسة إلى تحسن ونمو القدرة في التفكير الرياضي بتقدم الطلبة في الدراسة من المرحلة الثانوية إلى المرحلة الجامعية. وتفوق البرامج الأكاديمية التي تتضمن أنشطة وخبرات موجهة في الرياضيات على تلك البرامج التي لا تتوجه بشكل واضح نحو الرياضيات وأسلوبها في المناقشات والمحاكمات. فطلبة المرحلة الثانوية / المسار العلمي تفوقوا على طلبة المرحلة الثانوية / المسار الأدبي. وطلبة الرياضيات في السنة الجامعية الرابعة تفوقوا على طلبة العلوم في السنة الجامعية الرابعة، كما تفوق طلبة الجامعة في المرحلة المتوسطة على نظرائهم الطلبة في معهد المعلمين.

كما درس كل من دوجلاس وليروي (Douglas & Leroy, 1989) الاختلاف بين الذكور والإناث في القدرة على العد عند دخول الأطفال الصف الأول الابتدائي وحتى الصف الخامس. واستخدم الباحثان لجمع البيانات أسلوب المقابلة لأفراد عينة الدراسة التي بلغ عددها (4722) طالباً وطالبة موزعين على (61) مدرسة. حيث طلب من كل فرد من أفراد العينة العدّ إلى العدد 100. حيث أشارت النتائج إلى أنه لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين أداء الطلبة الذكور وأداء الطلبة الإناث في ارتكاب الخطأ في العدّ عند الطلبة في الصف الأول الابتدائي. كما أشارت إلى أن نسبة الطلبة ممن استطاعوا العدّ إلى العدد 100 كانت أعلى من نسبة الإناث.

وأجرت خصاونة وعابد (1991) دراسة هدفت إلى تقصي قدرة تلاميذ الصف السادس الابتدائي على التفكير المنطقي الفرضي من خلال تقصي القدرة على إجراء المحاكمات المنطقية. وهدفت أيضاً إلى الكشف عن قدرة التلاميذ على التفكير المنطقي تبعاً لنوع القاعدة المنطقية. كما

بحثت في اختلاف قدرة التلاميذ على التفكير المنطقي باختلاف عامل الجنس. جمعت البيانات من خلال تطوير أداة تضمنت (30) فقرة، موزعة على (5) نماذج من القواعد المنطقية بواقع (6) فقرات لكل نموذج. طبقت الأداة على أفراد عينة الدراسة البالغ عددها 452 تلميذاً وتلميذة من تلاميذ الصف السادس من المدارس الحكومية في مدينة اربد والتابعة لمديرية التربية والتعليم في محافظة اربد. أشارت نتائج الدراسة إلى قدرة تلاميذ الصف السادس – إلى حد ما – في التفكير المنطقي الفرضي، وبينت اختلاف قدراتهم تبعاً لاختلاف القاعدة المنطقية كما أشارت النتائج إلى وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات درجات الذكور والإناث لصالح الإناث.

ودرس القباطي (1993) النمو الحاصل في القدرة الرياضية وعلاقتها بكل من التفكير المنطقي من جهة، والتحصيل في الرياضيات من جهة أخرى لدى طلبة المرحلة الثانوية وما بعدها. تألفت عينة الدراسة من 774 طالباً وطالبة، منهم (512) طالباً وطالبة من طلبة الصف الأول الثانوي الأكاديمي العلمي، و (106) طالباً وطالبة من طلاب السنة الثالثة والرابعة من تخصص الرياضيات في جامعة اليرموك. استخدم لأغراض الدراسة مقياساً للقدرة الرياضية والتفكير المنطقي وهما من تطوير الباحث نفسه. أشارت النتائج إلى أن هناك نمو في القدرة الرياضية بتقدم الطلبة في الدراسة من المستوى الثانوي إلى المستوى الجامعي، كما أشارت النتائج إلى وجود علاقة إيجابية بين القدرة الرياضية والتحصيل في الرياضيات من جهة وبين القدرة الرياضية والتفكير المنطقي من جهة أخرى.

كما قامت خصاونة وعابد (1993) بدراسة هدفت إلى استقصاء التطور الحاصل في قدرة الطلبة على إجراء المحاكمات المنطقية الفرضية القائمة على قواعد المنطق الرياضي من نوع التضمين والفصل بارتقاء مستوياتهم التعليمية (رابع، سادس، ثامن، طلبة، معلمون). حيث تألفت عينة الدراسة من (1404) طالباً وطالبة، ولجمع البيانات، طوّرت أداة تضم خمسة نماذج للمحاكمات المنطقية الفرضية، وقد شمل كل نموذج (6) فقرات لتقيس القدرة على إجراء هذه المحاكمات. حيث أشارت نتائج الدراسة إلى وجود تطوّر في القدرة على إجراء بعض المحاكمات

المنطقية بارتقاء المستويات التعليمية المعنية، كما اختلفت أنماط التطور باختلاف نوع المحاكمات المنطقية الفرضية.

وقام عبد العزيز (1994) بتطوير مقياس للقدرة الرياضية للفئة العمرية من (13-16) سنة تألفت عينة الدراسة من (1253) طالباً وطالبة من الجنسين ومن الصفوف الثلاثة الثامن والتاسع والعاشر. وقد قام الباحث بإعداد صورتين لمقياس القدرة الرياضية أ و ب، وأشارت النتائج إلى أن القدرة الرياضية بنية مركبة من القدرات الفرعية التالية: القدرة العددية، والقدرة الاستدلالية، والقدرة المكانية.

وأجرى عابد (1995) دراسة هدفت إلى تقصي تطوّر القدرة المكانية لدى الطلبة في مرحلتي التعليم الأساسي والثانوي بارتقاء المستوى التعليمي (الثامن، العاشر، الأول الثانوي العلمي، الثاني الثانوي العلمي). استخدم في هذه الدراسة اختبار قياس القدرة المكانية متمثلة بالتوجيه المكاني (دوران البطاقات)، وهو من اختبارات القدرات المعرفية التي أعدّها مركز خدمات الاختبارات التربوية في برينستون في الولايات المتحدة وطورها في عام 1987. وينقسم الاختبار إلى قسمين متماثلين، يحتوي كل منهما (10) فقرات بمجموع (20) فقرة، وقد استخرجت معاملات الثبات لهذا الاختبار على مجموعات من الطلبة من مجتمع هذه الدراسة وذلك بعد ترجمته إلى العربية، تكونت عينة الدراسة من (883) طالباً وطالبة موزعين على 33 شعبة من شعب الصف الثامـــن، والعاشر، والأول الثانـــوي العلمي، والثاني الثانوي العلمي في (10) مدارس حكومية واقعة في مدينة المفرق. حيث أشارت نتائج هذه الدراسة إلى تطور القدرة المكانية في ضوء متوسطات درجات الطلبة على اختبار الدراسة، كما أشارت إلى وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات درجات الطلبة في قدراتهم المكانية باختلاف المرحلة الدراسية أساسية كانت أم ثانوية.

كما قام بني عيسى (1996) بدراسة هدفت إلى تطوير اختبارمحكي المرجع في القدرة الرياضية للطلبة الذين أتموا المرحلة الأساسية الأولى (السادس الابتدائي)، حيث حدّد الباحث أربع عشرة قدرة فرعيّة تكوّن المجال السلوكي للقدرة الرياضية هي: الأعداد، الكسور، العمليات،

الجبر، الهندسة، الحساب، العد، الاستدلال العددي، التطبيقات، حل المسألة، القياس، الرسوم البيانية والجداول، النقود والميزانية والوقت.

ولتحقيق هدف الدراسة قام الباحث بكتابة اختبار تكوّن من (60) فقرة بحيث اشتمل على الأبعاد الفرعية للقدرة الرياضية، طبّق الاختبار على عينة مكونة من (706) طالباً وطالبة من طلبة الصف السادس الأساسي في مدارس مديرتي التربية والتعليم في اربد الأولى والكورة، حيث تم التوصل إلى مؤشرات صدق وثبات عالية.

وحلّلت فقراته حيث حسبت معاملات الصعوبة والتمييز وفعالية المموهات للفقرات، وقد تراوحت معاملات الصعوبة للفقرات من 0.20 إلى 0.89

وقد جمعت بيانات حول صدق المقياس بثلاثة طرق هي: صدق المحتوى وصدق، المحك وصدق البناء. وللحصول على بيانات حول ثبات المقياس فقد استخدمت ثلاثة طرق هي: الطريقة النصفية حيث بلغت قيمته (0.91)، وبعد تصحيحه بمعادلة سبيرمان – براون وكذلك بمعادلة جوتمان وكانت قيمته (0.91) أيضاً، والثانية باستخراج قيمة معامل كرونباخ α حيث بلغت قيمته (0.89) والثالثة باستخدام معادلة لفنجستون وكانت قيمته (0.95). وتشير البيانات التي جمعت حول ثبات وصدق المقياس أن المقياس يتمتع بدرجة مقبولة من الصدق والثبات مما يبرر اعتمد المقياس والوثوق به في عملية تقنينه على عينة أوسع وأكثر تمثيلاً. كما تم اشتقاق معايير للأداء على الاختبار هي: الرتبة المئينية، العلامة المعيارية التائية، نسبة الذكاء الانحرافية.

ثانياً: الدراسات التي تناولت المعادلة العمودية ونماذجها المختلفة.

في دراسة لجفري (Jeffery, 1978) هدفت إلى التحقق من قابلية تعميم نتائج دراسة دانبلي ودافيس حول مسألة المعادلة العمودية (Vertical Equating)، كما هدفت إلى الحصول على المزيد من المعلومات حول الموقف النسبي لمجموعة من الأفراد في اختبارين متساويين يختلفان بشكل كبير من حيث الصعوبة. وكذلك الحصول على معلومات حول استقرار النتائج عند الحصول على تقديرات من عينة المفحوصين ومن ثم تطبيقها على عينة أقوى من المفحوصين،

وأيضاً هدفت إلى الحصول على معلومات حول ما إذا كانت الاختبارات الصعبة والسهلة يتم معادلتها بشكل فريد في حالة استخدام مجموعات متشعبة من المفحوصين لأداء المعادلة. جمعت البيانات من خلال تطبيق نموذج منفصل من اختبار تحصيل الرياضيات المستوى (1) لمجلس دخول الكلية من ملفات قسم الأبحاث والعينات في جامعة الينوي المؤلف من (50) فقرة على عينة أفراد الدراسة والبالغ عددها 1365 طالباً وطالبة، وقد استخدم هذا الاختبار كاختبار المستوى والكفاءة في الرياضيات المتوسطة بالنسبة لكافة طلاب السنة الأولى (1973) الداخلية إلى جامعة الينوي. وتألف الاختبار السهل من 18 فقرة وتألف الاختبار الصعب من 18 فقرة. وقد أشارت نتائج هذه الدراسة إلى أن نموذج راش قد يقدم معادلة تقريبية لاختبارين فرعيين مختلفين من حيث الصعوبة. أما بالنسبة للبيانات الرياضية في هذه الدراسة فإن نموذج راش لم يقدم نتائج مرضية للمعادلة العمودية.

وفي دراسة لكولن (Kolen, 1981)، هدفت إلى تحديد الطريقة أو الطرق الأفضل لمقارنة النتائج النهائية في المعادلة بين بعض نماذج النظرية الحديثة وبعض نماذج النظرية التقليدية في القياس. حيث تمت معادلة صورة جديدة مع صورة قديمة لاختبار أيوا للنمو التربوي لمجموعتين (Iowa test of educational development) (ITED) والمصمم لإجرائه على طلبة المرحلة الثانوية في المدارس، ويتكون هذا الاختبار من قدرات لغوية ولفظية والقدرة على التفكير الكمي. طبّق الاختبار على أفراد عينة الدراسة والتي بلغ عددها (7030) طالباً وطالبة من طلبة الصفين التاسع والعاشر من ذوي التحصيل المرتفع. واعتمدت هذه الدراسة معيار الصدق بين المجموعات (Cross validation) للحكم على مدى فاعلية طرق المعادلة المختلفة.

حيث أشارت النتائج إلى أن النموذج ثلاثي المعلمة والمعادلة المئينية قد أديا إلى نتائج معقولة. في حين أن النموذج الأحادي المعلمة (نموذج راش) والمعادلة الخطية لم يؤديا إلى نتائج فعّالة.

وفي دراسة قام بها هاريس وكولن (Harris & Kolen, 1990) والتي هدفت إلى المقارنة بين طريقتين لمعادلة الاختبارات من طرق المعادلة المئينية وهما طريقة التقدير التكراري

(Frequency Estimation Method) وطريقة تصميم V المستخدم في (1984) Angoff. ولتحقيق هدف الدراسة، فقد استخدمت ثلاث صور لاختبار تكونت كل صورة من 200 فقرة لاختبار التضمين (Certification Test). طبّق الاختبار على أفراد عينة الدراسة البالغ عددها 95216 مفحوصا، أشارت النتائج إلى أن طريقة التقدير التكراري أعطت نتائج أفضل من طريقة التصميم V المستخدم.

وفي دراسة قام بها كل من سمث وكريمر (Kramer & Smith, 1992) هدفت إلى مقارنة ثلاث طرق لمعادلة الاختبار باستخدام نموذج راش وهي:

1. Common item equating method (weighted & unweighted)
2. One step missing data calibration method.

ولتحقيق هدف الدارســة تم إعداد 45 فقرة لاختبار الورقة، حيث وزّعت هذه الفقرات على (6) نماذج تجريبية لاختبار طي الورقة والذي كان قد جرى تصميمه لقياس القدرة الإدراكية (Perceptual ability).

طبقت هذه النماذج الستة على أفراد عينة الدراسة والتي بلغ عددها (2746) مفحوصا في شهر أكتوبر لسنة 1987. حيث أشارت نتائج هذه الدراسة إلى أنه هناك فرق ضئيل في نتائج تقنيات المعادلة الثلاث. وظهر كذلك أن إجراءات المعادلة قوية بالنسبة لانتهاكات افتراضات نموذج راش.

كما قام كل من مسلفي وشيهان ووينجرسكي (Mislevy, Sheehan & Wingersky, 1993) بدراسة هدفت إلى بيان كيف يمكن في إطار النظرية الحديثة للفقرة (Item Response Theory)، استغــلال المعلومــات الإضافيــة حول الفقــرات لاستبدال استجابــات المفحوصيــن عند معادلة الاختبارات. ولتحقيق هدف هذه الدراسة تم استخدام اختبار المهارات قبل المهنية (Pre-Professional Skills, Test) (PPST) لقياس مهارات القراءة والرياضيات والكتابة للمدرسين أثناء سنوات دراستهم في الكلية. طبق الاختبار على أفراد عينة الدراسة التي تكونت من (5500) معلم ومعلمة. حيث أشارت النتائج إلى أن المعلومات الإضافية حول الفقرات يمكن أن تتنبأ

بالخصائص العملية للفقرة، والتطورات الحديثة في المنهجيات الإحصائية تجعل من الممكن استغلال هذه المعلومات في مسألة المعادلة. ولا يوجد ضمانة أن المعلومات الإضافية حول الفقرات المتاحة في أي تطبيق خاص ستكون غنية بما يكفي لإلغاء أو تقليل الاختبار القبلي والمعادلة بشكل حقيقي.

وقد أجرى ليفنجستون (Livingston, 1993) دراسة هدفت إلى تحديد المدى الذي يمكن لطريقة التبسيط الخطي اللوغاريتمي (Log-linear smoothing) لتوزيعات العلامات أن يقلل من عدد من يأخذون الاختبار اللازم للحصول على معادلة دقيقة بشكل معقول. ولتحقيق هدف هذه الدراسة تم استخدام طريقة المعادلة المئينية المتسلسلة وتتألف من معادلتين مئينيتين متساويتين منفصلتيـــن، حيث يتم معادلـــة كل نموذج للاختبـــار مع الاختبار المشترك (Anchor Test) في عينة آخذي الاختبار الذين يأخذون ذلك النموذج، حيث جمعت البيانات من خلال تطبيق اختبار من متعدد من اختبار مستوى متقدم في تاريخ الولايات المتحدة تكوّن من 100 فقرة، وزعت على نموذجين فرعيين، بينهما مجموعة من الفقرات المشتركة بلغ عددها 24 فقرة، طبقت تلك الفقرات على أفراد عينة الدراسة والبالغ عددها (93283) طالباً وطالبة، وبالتالي تم الحصول على ثلاث علامات لكل مفحوص، علامة على كل نموذج من النموذجين الفرعيين وعلامة على الاختبار المشترك المكون من 24 فقرة، حيث كانت العلامة هي عدد الفقرات التي تم الإجابة عنها إجابة صحيحة. وقد أشارت نتائج هذه الدراسة إلى أنه كلما كانت العينة أصغر، كلما كانت فوائد التبسيط أكبر، كما أشارت إلى أنه مهما تكن درجة الدقة المطلوبة فإن التبسيط الخطي اللوغاريتمي يجعل من الممكن معادلة نماذج الاختبار بحوالي نصف عدد المفحوصين الذي قد يكون مطلوباً لو لم يتم عمل أي تبسيط.

كما قام كل من ايركان، سكوارز وجوليان وبيركت وويبر ولنك (Burket, Ercikan, Julian, Link, Schwarz and Weber, 1998) بدراســـة هدفت إلى معادلـــة ومعايرة اختبارات من نوعي فقـــرات الاختبار من متعدد (Multiple – Choice) (MC) وفقـــرات الاستجابة المبنية (CR) (Constructed – Response) باستخدام نماذج نظرية الاستجابة للفقرة (IRT).

حيث تمت معايرة فقرات الاختبار من متعدد (MC) باستخدام النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة، ومعايرة فقرات الاستجابة المبنية (CR) باستخدام نموذج التقدير الجزئي (Partial Credit) ذي الحدين. ولتحقيق هدف هذه الدراسة تم استخدام اختبارات القراءة واللغة والرياضيات والعلوم للصف الثالث والخامس والثامن. طبقت تلك الاختبارات على أفراد عينة الدراسة، والتي تكونت من 800 طالب وطالبة تقريباً. حيث أشارت نتائج هذه الدراسة أن فقرات الاختبار من متعدد (MC) والاستجابة المبنية (CR) قد سمحت بخلق مقياس عام وتقديم مجموعة واحدة من العلامات بالنسبة لاستجابات كل من نوعي الفقرات.

وقام كيم (Kim, 2002) بدراسة هدفت إلى معادلة نماذج مختلفة للاختبار من متعدد باستخدام منحنى خصائص الفقرة المنبثقة عن نظرية استجابة الفقرة (Item response theory) ولتحقيق هدف الدراسة تم إعداد نماذج مختلفة لاختبار الرياضيات التي تعدّه الكلية الأمريكية للاختبارات حيث تكون كل نموذج من 60 فقرة. طبقت تلك النماذج على أفراد عينة الدراسة، حيث أعطت هذه الدراسة العديد من الفوائد حول معادلة الاختبار بطريقة منحنى خصائص الفقرة، وبينت هذه الدراسة أيضاً أن خطأ المعادلة بهذه الطريقة قليل جداً مقارنة بالطرق الأخرى (Moment method) مثلاً التي تعتبر بديل عنها في معادلة الاختبارات وهذا يرفع دقة القياس إلى الحد الأقصى.

وفي دراسة قام بها شينغ (Shing, 2003) بعنوان الفائدة العملية للمعادلة العمودية من خلال دمج معادلة IRT والمعادلة الخطية هدفت إلى تقديم استخدام مبسط لمعادلة نظرية استجابة الفقرة (IRT) مع المعادلة الخطية وتقديم طريقة بسيطة وعملية ومباشرة للمعادلة العمودية لكفاية طلبة المرحلة الأساسية الصينية في هونغ كونغ. جمعت البيانات من خلال أجزاء الدراسات الاستطلاعية لأبحاث واسعة النطاق حول كفاية طلبة المرحلة الأساسية الصينية. وتم تخصيص الفقرات لكل مستوى صفي بحسب دراسة أخرى تم إجراؤها من قبل خبراء المباحث بناءعلى عبارات صينية تستخدم في المقررات في كل مستوى صفي، كما استخدم تصميم متداخل في الصفوف المتقاربة للربط بين قدرة الطلاب في الصفوف المتقاربة. وكانت جميع الفقرات اختياراً

من متعدد جاهزة للتحليل بالبرمجية المعتادة لنظرية استجابة الفقرة. حيث أظهرت نتائج هذه الدراسة فائدة عملية للمعادلة العمودية للحصول على مقياس (Metric) لستة صفوف، كما لوحظ أن المعادلة الرأسية هنا هي طريقة للحساب الرقمي بين الصفوف للتغلب على تأثيرات الشذوذ عن المستوى.

كما أجرى دورانز (Dorans, 2004) دراسة هدفت إلى تقديم إطار لتقييم إمكانية ربط علامات اختبارات مختلفة، حيث تم وصف العلاقات بين مقاييس ACT و SATI، وهما اختبارا قبول معروفان على المستوى الوطني لدخول الكليات. ولتحقيق هدف الدراسة استخدمت هذه الدراسة بيانات دراسة دورانز، ليو، بومريخ وهوستن التي أجريت عام 1997 لتقييم ملائمة التطابقات وتنبؤات العلامات المتوقعة بين العلامات المتعددة على هذين الاختبارين. حيث أشارت نتائج هذه الدراسة إلى كفاءة ودقة تصميم الفقرات العامة باستخدام أحجام مختلفة لعينات التحليل ومستويات صعوبة مختلفة للاختبارين، كما أشارت إلى عدم دقة تصميم المجموعة المتكافئة مهما كان الحجم المقترح في هذه الدراسة سواء 200، 400 أو 800، وكذلك صدق استخدام تصميم الفقرات العامة بوجود عينتين متكافئتي الحجم.

كما قام كولن (Kolen, 2005) دراسة هدفت إلى دراسة ثلاث طرق للمعادلة، طريقة المئين المتساوي قبلي الانتظام والتي تستخدم تقنية خطية لوغاريتمية لانتظام توزيعات العلامات الأولية قبل الحصول على مكافئات المئين المتساوي بالنسبة للنموذج الجديد على مقياس النموذج القديم، وطريقة العلامة الحقيقية IRT التي تفترض أن العلامات الحقيقية التي ترتبط بكفاءة معينة على النموذجين تكون متكافئة، وتستخدم هذه العلاقة من أجل المعادلة، وطريقة العلامة الملاحظة IRT التي تستخدم نموذج IRT، وبالذات فقد استخدم في هذه الدراسة النموذج الثلاثي المعلمة لانتظام توزيعات العلامات الأولية لنموذجين قبل الحصول على مكافئات المئين المتساوي. ولتحقيق هدف الدراسة تم استخدام اختبارات أيوا للمهارات الأساسية (ITBS)، النماذج (k) و (L) من المستوى التاسع (Iowa Test of Basic Skills) للحصول على بيانات معياريـــة وطنية في هذه الدراســـة طبقـــت هذه النماذج على أفراد عينـــة الدراسة البالغ عددها (2382) مفحوص بالنسبة للنموذج

(K) و (2304) مفحوص بالنسبة للنموذج (L) وتم معادلة النموذج الجديد (L) بالنسبة للاختبارات الفرعية العشرة مع نموذج (K) المقابل (النموذج القديم)، باستخدام طرق المعادلة الثلاث، وتم إجراء 30 معادلة، واستخدمت جداول التحويل العملية للنموذج (K) لتحويل العلامات الأولية إلى علامات تدرجية. وقد أشارت النتائج إلى أن أداء طريقة المعادلة باستخدام العلامة الحقيقية IRT كان الأسوأ بين طرق المعادلة الثلاث، وأداء طريقة المئين المتساوي هو الأفضل. كما أشارت إلى أنه عندما تتشابه نماذج الاختبار، فإن النتائج بالنسبة لطرق المعادلة الثلاث تتشابه كذلك، وعندما تختلف نماذج الاختبار فإن اختيار طريقة على أخرى يمكن أن يؤثر على التفسيرات حول أداء الطلاب. وبشكل عام تشير النتائج إلى أن خواص المعادلة التي تم دراستها سيتم المحافظة عليها بشكل جيد عندما تشبه نماذج الاختبار التي سيتم معادلتها بعضها بعضاً، وتوجد علاقة إيجابية بين مدى تشابه النماذج ومدى تحقق خواص المعادلة، وللمحافظة على كافة الخواص من المهم أن تكون النماذج التي سيتم معادلتها ذات صعوبة متماثلة.

وفي دراسة قام بها ويم (Wim, 2006) هدفت إلى مقارنة خطأ المعادلة في دالة خاصية الاختبار (TCF) (Test Characteristic Function) وطريقة المعادلة المئينية وطريقتين جديدتين لمعادلة علامات (CAT) (Computerized Adaptive Testing) مع علامات العدد الصحيح على اختبار مرجعي. حيث تم إجراء تقييم امبريقي لطرق المعادلة الأربعة التالية لاختبار تكيفي مع اختبار خطي: 1. طريقة المعادلة المئينية. 2. طريقة تقوم على TCF (دالة خاصية الاختبار). 3. طريقة المعادلة الحقيقية المقدرة. 4. طريقة المعادلة الحقيقية المتوقعة البعدية. جمعت البيانات من خلال تطبيق 753 فقرة من اختبار القبول لكلية القانون (LSAT) والذي تم معايرته تحت النموذج اللوجستي ذو الحدود الثلاثة، والاختبار المرجعي ذو الفقرة (20) تم أخذ عينته بشكل عشوائي من نموذج قديم لاختبار Law School Admission Test (LSAT)، حيث أشارت النتائج إلى أن أداء طريقة TCF أسوأ قليلاً من طريقة المعادلة المئينية، وأظهرت كلتا الطريقتين تحيزاً قوياً وعدم دقة كبيرة.

أما بالنسبة للدراسات المحلية، فقد بحثت جوانب مختلفة للمعادلة، منها دراسة قام بها أبو لبدة (1993)، هدفت إلى بناء مقياس متعدد المستويات للأداء العقلي للأطفال الأردنيين من سن (6-12) سنة باستخدام طرق المعادلة الكلاسيكية. ولتحقيق هدف الدراسة، تم بناء مقياس جمعي متعدد المستويات لقياس القدرة العقلية، حيث اشتمل المقياس على ثلاثة مكونات أساسية للقدرة العقلية هي العامل اللفظي، والعامل العددي وعامل التفكير المنطقي. طبّق المقياس على أفراد عينة الدراسة، والتي بلغ عددها 1080 طالباً وطالبة، حيث أشارت نتائج هذه الدراسة إلى أن المعادلة الخطية أدت إلى نتائج أفضل من المعادلة المئينية، أي أن خطأ المعادلة الخطية أقل بكثير من خطأ المعادلة المئينية.

وفي دراسة قام بها أيوب (1994)، والتي هدفت إلى المقارنة بين أربع طرق لمعادلة الاختبارات وهي الطريقة الخطية والطريقة المئينية وفق النظرية الكلاسيكية، والنموذج أحادي المعلمة والنموذج ثنائي المعلمة وفق النظرية الحديثة. كما استخدم في الدراسة تصميم المجموعات العشوائية (المتكافئة). وتصميم المجموعات غير المتكافئة مع الفقرات المشتركة. ولتحقيق هدف الدراسة قام الباحث ببناء صورتين لثلاثة اختبارات لمادة الرياضيات للصفوف الرابع والخامس والسادس، حيث تكوّن كل اختبار من (40) فقرة، كما اختيرت عينتا الدراسة بالطريقة العشوائية، بلغ عدد أفراد العينة الأولى (1390) طالباً وطالبة، في حين بلغ عدد أفراد العينة الثانية (1412) طالباً وطالبة. حيث أشارت نتائج الدراسة فيما يتعلق بالمعادلة الأفقية التي طبّقت على المجموعات المتكافئة إلى أن نماذج النظرية الحديثة أكثر فاعلية من نماذج النظرية الكلاسيكية، أما فيما يتعلق بالمعادلة العمودية التي طبقت على المجموعات غير المتكافئة، فقد أشارت النتائج إلى أن الطريقة المئينية أكثر فاعلية من الطرق المستخدمة في الدراسة، يليها النموذج ثنائي المعلمة ثم النموذج أحادي المعلمة وأخيراً الطريقة الخطية.

كما قام الشريفين (2003) بدراسة هدفت إلى الكشف عن مدى تحقق معايير الفاعلية في معادلة اختبارين أحدهما ثنائي التدريج والآخر متعدد التدريج وفق نماذج النظرية الكلاسيكية والنظرية الحديثة في القياس، ولتحقيق هدف الدراسة تم بناء اختبارين تحصيليين في الفيزياء،

أحدهما ثنائي التدريج مؤلف من (75) فقرة من نوع الاختيار من أربعة بدائل، والآخر متعدد التدريج مؤلف من 20 سؤالاً، كل سؤال من أربع خطوات. طبّق الاختباران على أفراد عينة الدراسة والبالغ عددها (1003) طالب وطالبة. وللحكم على فاعلية طرق المعادلة استخدم الباحث معياران: معيار الصدق التقاطعي ومعيار الخطأ المعياري للمعادلة، أشارت نتائج الدراسة إلى أن النموذج أحادي المعلمة كان الأكثر فاعلية من طريقتي المعادلة الخطية والمئينية في حالة استخدام معيار الصدق التقاطعي، أما في حالة استخدام معيار الخطأ المعياري للمعادلة، فقد أشارت النتائج أن المعادلة الخطية هي الأكثر فاعلية من المعادلة المئينية.

ومن خلال العرض السابق لنتائج الدراسات السابقة، يمكن استخلاص ما يلي:

1. هناك دراسات بحثت في نمو القدرة الرياضية بتقدمهم في المستوى التعليمي مثل دراسة (أبو زينة والشيخ، 1985؛ أبو زينة، 1986، القباطي، 1993؛ عبد العزيز، 1994).
2. هناك دراسات هدفت إلى تطوير اختبارات محكية المرجع في القدرة الرياضية للطلبة الذين أتموا المرحلة الأساسية الأولى مثل دراسة (بني عيسى، 1996).
3. هناك دراسات هدفت إلى المقارنة بين طرق المعادلة وفق النظريتين: النظرية الحديثة والنظرية الكلاسيكية في القياس مثل دراسة (Kolen, 1980; Harris & Kolen, 1990; Kramer & smith, 1992; Ye Tong, 2005).

مما سبق، يمكن القول بأن الدراسات التي أجريت كانت تهدف إلى تطوير اختبار واحد للفئة العمرية المستهدفة، مما يعطي الدراسة الحالية ميزة بأنها تناولت القدرة الرياضية ضمن مدى عمري أطول، حيث هدفت هذه الدراسة إلى تدريج مقياس متعدد المستويات للقدرة الرياضية للمرحلة الأساسية العليا باستخدام المعادلة العمودية بحيث يسمح هذا المقياس بالمقارنة بين مستويات المفحوصين في القدرة الرياضية المراد قياسها للمرحلة العمرية المستهدفة.

الفصل الثالث

الطريقة والإجراءات

يتناول هذا الفصل وصفاً لمجتمع الدراسة وطريقة اختيار عينة الدراسة وبناء أداة الدراسة وكيفية التحقق من صدقها وثباتها. كما يتضمن وصفاً للمعالجات الإحصائية التي أجريت.

مجتمع الدراسة:

تألف مجتمع الدراسة من طالبات الصفوف الثامن والتاسع والعاشر للعام الدراسي 2008/2007، التابعين لمدارس مديرية التربية والتعليم لمنطقة اربد الأولى، ويبلغ عددهم 11313 طالبة موزعات على 322 شعبة. وذلك من خلال الرجوع إلى التقرير الإحصائي التربوي السنوي في المديرية للعام 2008/2007. ويبين الجدول (1) توزيع أفراد مجتمع الدراسة وفق متغير الصف.

الجدول (1): توزيع أفراد مجتمع الدراسة وفق متغير الصف.

الصف	عدد الشعب	العدد
العاشر	106	3627
التاسع	107	3750
الثامن	109	3936
المجموع الكلي	**322**	**11313**

عينة الدراسة:

تألفت عينة الدراسة من 1134 طالبة من طالبات المدارس الحكومية التابعة لمديرية التربية والتعليم لمنطقة اربد الأولى للصفوف الثامن والتاسع والعاشر. حيث بلغ عدد طالبات الصف العاشر في العينة 323 طالبة تم اختيارهن من 9 شعب، في حين بلغ عدد طالبات الصف التاسع

403 طالبة تم اختيارهن من 10 شعب، بينما بلغ عدد طالبات الصف الثامن 408 طالبة تم اختيارهن من 9 شعب. وقد تم اختيار عينة الدراسة بالطريقـة العشوائيـة العنقودية ،وشملت عينة الدراسة (3) مدارس أساسية تم اختيارها بالطريقة العشوائية. حيث اشتملت تلك المدارس على شعب للصفوف الثامن والتاسع والعاشر، حيث تم اختيار بعض الشعب من المدارس بطريقة عشوائية بما يتناسب وظروف المدرسة. وبلغ عدد الشعب التي تم اختيارها 28 شعبة، ويبين الجدول (2) أسماء المدارس والصفوف وعدد شعب كل صف فيها وعدد الطالبات اللواتي تم اختيارهن للعينة.

جدول (2): توزيع أفراد عينة الدراسة وفق المدرسة وعدد الشعب وعدد الطلبة.

المدرسـة	الصـف	عدد الشعب	عدد الطلبة
القادسيـة	الثامـن	3	142
	التاسـع	3	132
	العاشـر	3	115
حديقة تونس	الثامن	3	129
	التاسع	3	127
	العاشر	3	102
رقية بنت الرسول	الثامن	3	137
	التاسع	4	144
	العاشـر	3	106
المجمـوع		**28**	**1134**

الإجراءات:

أولاً: أداة الدراسة.

يمكن تلخيص الطريقة التي اتبعتها الباحثة في بناء المقياس في الخطوات التالية:

1- حددت الباحثة الخطوة الأساسية في بناء المقياس، وهي تحديد مجالات (أبعاد القدرة الرياضية)، وتعدّ هذه الخطوة هي الأساس في بناء المقياس. وقد استفادت الباحثة من الدراسات التي بحثت في القدرة الرياضية ودرست جوانبها المتعددة أو بعضاً منها. حيث استفادت الباحثة من دراسة القباطي (1993)، ودراسة عبد العزيز (1994)، كما استفادت من نتائج بحوث التحليل العاملي التي تناولت بنية القدرة الرياضية (معوض، 1984، أبو حطب، 1987). وكنتيجة لما سبق استطاعت الباحثة حصر أبعاد (مجالات) القدرة الرياضية بثلاثة أبعاد أساسية هي: القدرة العددية، والقدرة الاستدلالية، والقدرة المكانية.

2- بعد أن تمّ حصر أبعاد القدرة الرياضية، بدأت الباحثة في بناء فقرات المقياس، حيث اعتمدت الباحثة على نفسها في كتابة الفقرات، وذلك لأن الباحثة قد درّست المرحلة المعنية لفترة زمنية لا بأس بها، كما استعانت الباحثة ببعض مدرسي الرياضيات والمشرفين ذوي الخبرة الطويلة في حقل التدريس والإشراف، وكذلك من مدرسي القياس والتقويم ممن يحملون درجة البكالوريوس في الرياضيات. واستفادت أيضاً من اختبارات GRE في الرياضيات (Graduate Record Examination)، واختبارات SAT (Scholastic Aptitude Test)، واختبارات Timss (Trendf International Mathematics and Science Study)، حيث تمكنت الباحثـة من كتابة (82) فقرة تم صياغتها بلغة واضحة وسهلة وبسيطة ومتناسبة مع مستوى الطالب، وزّعت تلك الفقرات في ثلاثة مستويات: المستوى الأول ويشمل 30 فقرة وهو المستوى الذي يناسب الصف الثامن، المستوى الثاني ويشمل 26 فقرة وهو المستوى الذي يناسب الصف التاسع، والمستوى الثالث ويشمل 26 فقرة وهو المستوى الذي يناسب الصف العاشر، بحيث اشتمل ذلك التوزيع على مجموعــة من الفقرات المشتركــة بين المستويات المتجاورة، حيث بلغ عدد الفقرات المشتركة بين المستوييــن الأول والثاني 8 فقرات، وأيضاً بلغ عددها بين

المستويين الثاني والثالث 8 فقرات، وهذا يتفق مع ما أشار إليه كل من برنان وكولن(Brennan & Kolen, 1987) من أن نسبة الفقرات المشتركة بين المستويات المتجاورة يجب أن لا يقل عن 0.20 من عدد فقرات الاختبار الكلي ، وذلك من أجل الحصول على معادلة جيدة. حيث اشتمل كل مستوى من المستويات الثلاثة على الأبعاد الثلاثة للقدرة الرياضية التي ذكرت في الخطوة رقم (1).

3- عُرِضَ المقياس بمستوياته الثلاثة على مجموعة من المحكمين الخبراء: اثنان منهم مشرفون تربويون يحملون درجة البكالوريوس في الرياضيات، درجة الماجستير في القياس والتقويم. وأربعة منهم معلمون يدرسون مادة الرياضيات ويحملون درجة الماجستير في التربية، وثلاثة أساتذة مختصون في القياس والتقويم وعلم النفس التربوي في وزارة التربية والتعليم، وجامعة اليرموك، وكلية العلوم التربوية (الأونروا) التابعة لوكالة الغوث. حيث طُلِبَ منهم إبداء آرائهم وملاحظاتهم حول وضوح الفقرات وصياغتها بشكل صحيح، ومدى انتمائها للمجال (البعد) الذي تقيسه، ومدى اتفاق الفقرات التي تشكل الجذع المشترك بين المستويين الأول والثاني، والمستويين الثاني والثالث، ومدى مناسبة الفقرة للمستوى الصفي. وبعد الإطلاع على آراء المحكمين، تم حذف بعض الفقرات، واستبدلت بعضها، كما تم تعديل بعض البدائل لبعض الفقرات بحيث أصبحت أكثر ملاءَمة للفقرة.

4- جُرِّب المقياس على عينة تجريبية مكونة من 164 طالباً وطالبة من الصفوف الثامن والتاسع والعاشر موزعيّن حسب الجنس والصف كما في الجدول (3). وكان الهدف من هذا التجريب التأكد من وضوح صياغة الفقرات، وتعديل الصياغة لبعض الفقرات الغامضة، وكذلك تحديد الزمن المناسب للاختبار، ومن الأغراض الأخرى لهذا التجريب إضافة أو حذف أو تعديل بعض الفقرات بناء على درجات الصعوبة والتمييز، حيث حذفت الفقرات التي كان معامل تمييزها أقل من 0.20، أو درجة صعوبتها عالية جداً أو منخفضة جداً، كما تم تقدير معامل الثبات باستخدام معادلة كرونباخ α لكل مستوى من المستويات الثلاثة للمقياس بصورتها الأولية. حيث بلغ معامل الثبات للمستوى الأول 0.76، وللمستوى الثاني 0.83 وللمستوى الثالث 0.80.

الجدول (3): توزيع أفراد العينة التجريبية الأولى حسب الجنس والصف

العـــدد / الصـــف	الثامن	التاسع	العاشر	المجموع
عدد الطلاب	25	29	28	82
عدد الطالبات	28	24	30	82
المجموع	**53**	**53**	**58**	**164**

وبعد الانتهاء من تطبيق الاختبار، صححت الأوراق يدوياً من قبل الباحثة، وأدخلت البيانات إلى الحاسوب، واستخدم برنامج SPSS لتحليل فقرات المقياس. حيث حسبت معاملات الصعوبة والقدرة التمييزية لكل فقرة من فقرات المقياس بمستوياته الثلاثة. وبناء عليه تم حذف الفقرات ذات القدرة التمييزية السالبة، وعدّلت بعض الفقرات ذات القدرة التمييزية التي تقل عن 0.19، وعليه فقد تكوّن المقياس بصورته النهائية من 67فقرة موزعة على المستويات الثلاثة على النحو التالي: المستوى الأول مكوّن من 24 فقرة وهو المستوى الذي يناسب الصف الثامن، المستوى الثاني مكوّن من 21 فقرة وهو المستوى الذي يناسب الصف التاسع، والمستوى الثالث مكوّن من 22 فقرة وهو المستوى الذي يناسب الصف العاشر يتخلل هذه المستويات الثلاثة مجموعة من الفقرات المشتركة بين كل مستويين متجاورين وعددها 6 فقرات.

وفيما يتعلق بتحديد الزمن الكافي للإجابة عن فقرات أي مستوى من مستويات المقياس الثلاثة. فقد لاحظت الباحثة أن معظم الطلبة توقفوا عن الإجابة بعد مرور 42 دقيقة من بداية الاختبار، وبناء على ذلك، حددّت الباحثة الزمن الكلي لأي مستوى من المستويات الثلاثة هو 50 دقيقة، منها 5 دقائق لقراءة تعليمات الاختبار وتعبئة البيانات اللازمة.

5- طُبّق المقياس بمستوياته الثلاثة على عينة أفراد الدراسة والمكونة من طالبات الصفوف الثامن والتاسع والعاشر في نهاية الفصل الدراسي الأول للعام الدراسي 2007/2008، حيث وزعت على المفحوصين كراسات الاختبار وأوراق الإجابة، وطُلِبَ من كل مفحوص تعبئة المعلومات الآتية: (الاسم، المدرسة، معدّله في الرياضيات للعام السابق)، حيث شُرِح للطلبة

الغرض من الاختبار، وقُرِأت لهم التعليمات الخاصة بالاختبار، كما تمّ إعلامهم بأن الزمن الكلي للاختبار 50 دقيقة.

تصحيح المقياس:

أعدّت الباحثة ورقة إجابة لكل مستوى من مستويات المقياس الثلاثة، وصُحّحت أوراق الاختبار من قبل الباحثة، وذلك بإعطاء العلامة (1) للإجابة الصحيحة، والعلامة (0) للإجابة الخاطئة، وبذلك فإن عدد الإجابات الصحيحة عن فقرات المستوى الواحد تمثل درجة المفحوص الكلية على ذلك المستوى.

التصميم والمعالجة الإحصائية:

استخرجت دلالات الصدق والثبات لمقياس القدرة الرياضية بمستوياته الثلاثة، وقيم إحصائيات الفقرات لكل مستوى، كما تم التوصل إلى التدريج المشترك لمستويات المقياس الثلاثة باستخدام المعادلة الخطية والمعادلة المئينية وفق النظرية الكلاسيكية، وفيما يلي توضيح لكل منها:

1- دلالات الصدق:

تم التحقق من صدق المقياس بمستوياته الثلاثة بالطرق الآتية، حيث سيتم الإشارة إليها بالتفصيل في فصل النتائج:

- أجري التحليل العاملي لفقرات مقياس القدرة الرياضية بمستوياته الثلاثة للتحقق من صدق البناء (Construct Validity).
- حُسِبت نسب النجاح على كل فقرة من فقرات المقياس في كل مستوى من المستويات الثلاثة، كما حسب معامل الارتباط بين الفقرة والعلامة على الاختبار (بوينت بايسيريال) وهو مؤشر على ما يسمى القدرة التمييزية للفقرة.
- حُسِبت معاملات الارتباط بين القدرة الرياضية وتقديرات التحصيل المدرسي في الرياضيات وذلك باستخدام معامل ارتباط بيرسون.

- حُسِبت نسب النجاح على كل فقرة من الفقرات المشتركة بين المستويات المتجاورة التي تكوّن منها المقياس.
- صدق الاختبارات بدلالة الفروق في الأداء على مجموعة الفقرات المشتركة بين المستويات المتجاورة من مستويات القدرة الرياضية الثلاثة. (الصدق التمييزي).

2- دراسة الثبات:

تم حساب الثبات للمستويات الثلاثة التي تكوّن منها المقياس بالطرق الآتية:

باستخدام معادلة كودر – ريتشارسون 20 (KR-20): حيث حُسِبَ الثبات لكل مستوى من المستويات الثلاثة المكونة للمقياس.

- الطريقة النصفية (Split Halves):

حيث حُسِبَ معامل الارتباط بين درجات المفحوصين على الفقرات الفردية، وبين درجاتهم على الفقرات الزوجية في كل مستوى من المستويات الثلاثة.

3- المقياس المشترك (Common Scale):

تم تحويل العلامات الخام على المستويات الثلاثة للمقياس إلى علامات مدرجة تقع على مقياس عام واحد، وذلك باستخدام طرق المعادلة العمودية وفق النظرية الكلاسيكية في القياس، وبالتحديد فقد استخدمت طريقتا المعادلة الخطية والمعادلة المئينية.

وقد اتبعت الخطوات التالية للحصول على المقياس المشترك باستخدام المعادلة الخطية:

أ- لما كان اختبار المستوى الثاني (اختبار الصف التاسع) يتوسط المستويات الثلاثة للمقياس، فقد حوّلت العلامات الخام على هذا الاختبار إلى علامات معيارية محولة على توزيع معياري يسمى مقياس مرجعي أو تدريج مرجعي. حيث تتم عملية التحويل إلى هذا المقياس من خلال المعادلة التالية:

$$C = A_{cx}X + B_{cx}$$

حيث: C:العلامة على التدريج المرجعي أو المقياس المرجعي.

X: العلامة على اختبار المستوى الثاني (اختبار الصف التاسع).

A_{cx}: ميل المعادلة الخطية.

B_{cx}: المقطع الصادي للمعادلة الخطية.

ولتحديد قيمة كل من الثابتين A_{cx}، B_{cx}. تم تحديد أصغر علامة وأكبر علامة على اختبار المستوى الثاني، فكانت أصغر علامة صفر وأكبر علامة 21 (عدد فقرات اختبار المستوى الثاني 21 فقرة والعلامة الكلية على هذا المستوى تساوي (21))، ثم جعلت أصغر علامة تقابل العلامة 50، وأكبر علامة تقابل العلامة 100، فتم الحصول على المعادلتين التاليتين:

$$50 = A_{cx}(0) + B_{cx}$$
$$100 = A_{cx}(21) + B_{cx}$$

وقد تم اختيار القيمتين 50، 100 على التدريج المرجعي على أساس أن مدى العلامات على المقياس المرجعي (التدريجي المرجعي) يجب أن لا يقل عن مدى العلامات الخام على اختبار المستوى الثاني. (Angoff, 1984)، كما أن اختيار هاتين القيمتين يجعل العلامات الموزونة على اختبار المستوى الأول تأخذ قيماً موجبة.

ب- تم تقدير المتوسط الحسابي والتباين للعلامات الخام لكل من اختباري المستويين الثاني x والأول y للمجموعة الكلية التي أجابت على المستويين المذكورين باستخدام المعادلات التالية:

$$\hat{M}_{xt} = M_{x\alpha} + b_{xv\alpha}\left(M_{vt} - M_{v\alpha}\right)$$
$$\hat{S}^2_{xt} = S^2_{x\alpha} + b^2_{xv\alpha}\left(S^2_{vt} - S^2_{v\alpha}\right)$$
$$\hat{M}_{yt} = M_{y\beta} + b_{yv\beta}\left(M_{vt} - M_{v\beta}\right)$$
$$\hat{S}^2_{yt} = S^2_{y\beta} + b^2_{yv\beta}\left(S^2_{vt} - S^2_{v\beta}\right)$$

ولمعرفة الرموز التي تشير إليها هذه المعادلات انظر الفصل الأول (خلفية الدراسة وأهميتها). وباستخدام نفس المعادلات تم تقدير المتوسط الحسابي والانحراف المعياري للعلامات الخام على المستويين الثاني والثالث للمجموعة الكلية التي أجابت على المستويين المذكورين.

ج- حوّلت العلامات الخام على المستوى الأول (الصف الثامن) y إلى ما يقابلها على تدريج علامات المستوى الثاني (الصف التاسع) x، كما حوّلت العلامات الخام على المستوى الثالث (الصف العاشر) z إلى ما يقابلها على تدريج علامات المستوى الثاني (الصف التاسع) باستخدام المعادلات التالية:

$$X = A_{xy} Y + B_{xy}$$

حيث تشير $A_{xy} = \frac{\hat{S}_{xt}}{\hat{S}_{yt}}$

$$B_{xy} = \hat{M}_{xt} - A_{xy} \hat{M}_{yt}$$

X: اختبار المستوى الثاني.

Y: اختبار المستوى الأول

$$X = A_{xz} Z + B_{xz}$$

حيث تشير $A_{xz} = \frac{\hat{S}_{xt}}{\hat{S}_{zt}}$

$$B_{xz} = \hat{M}_{xt} - A_{xz} \hat{M}_{zt}$$

X: اختبار المستوى الثاني.

Z: اختبار المستوى الثالث.

د. بعد تحويل العلامات الخام في المستويين الأول والثالث إلى المستوى الثاني، حوّلت إلى المقياس المرجعي (Common scale).

أما بطريقة المعادلة المئينية، فقد اتبعت الخطوات التالية للحصول على المقياس المشترك:

أ. تم حساب التكرار والنسبة المئوية التراكمية للعلامات على اختبار الجذع المشترك (Anchor Test) بين المستويين الأول والثاني لمجموعة الأفراد التي أجابت على المستويين الأول والثاني. كما تم حساب التكرار والنسبة المئوية التراكمية للعلامات على اختبار الجذع المشترك (Anchor Test) بين المستويين الثاني والثالث لمجموعة الأفراد التي أجابت على المستويين الثاني والثالث.

ب. تم حساب المئينات $(P_1, P_5, P_{10}, P_{15}, \ldots, P_{90}, P_{95}, P_{99})$ في توزيع علامات اختبار الجذع المشترك بين المستويين الأول والثاني للمجموعة الكلية التي أجابت على أي من المستويين المذكورين، كما تم حساب نفس المئينات في توزيع علامات اختبار الجذع المشترك بين المستويين الثاني والثالث للمجموعة الكلية التي أجابت على أي من المستويين المذكورين.

ج. تم حساب الرتب المئينية للمئينات التي حُسِبت في الخطوة السابقة في كل من توزيع علامات الأفراد الذين أجابوا على المستويات الثلاثة للمقياس. المستوى الأول والثاني والثالث.

د. تم حساب المئينات في المستويين الأول والثاني المناظرة للرتب المئينية التي تم حسابها في الخطوة ج، كما تم حساب المئينات في المستويين الثاني والثالث المناظرة للرتب المئينية التي تم حسابها في الخطوة ج.

ه. تم تحديد أزواج العلامات المتكافئة في كل من المستويين الأول والثاني، كما تم تحديد أزواج العلامات المتكافئة في المستويين الثاني والثالث.

و. رُسِمَ منحنى ممهد (Smooth curve) يصل بين مجموعة نقط، بحيث تُمثّل كل نقطة علامتين متكافئتين من المستويين الأول والثاني، كما رُسِمَ منحنى ممهد آخر (Smooth curve) يصل بين مجموعة نقط، بحيث تمثّل كل نقطة علامتين متكافئتين من المستويين الثاني والثالث.

الفصل الرابع

النتائـــج

يتناول هذا الفصل الوصف الإحصائي للنتائج التي توصلت إليها الدراسة والتي هدفت إلى تدريج مقياس متعدد المستويات للقدرة الرياضية لطلبة المرحلة الأساسية العليا. ولتحقيق هذا الهدف طبّق مقياس القدرة الرياضية بمستوياته الثلاثة. وبعد أن جمعت البيانات المتحققة عن هذا التطبيق أدخلت إلى الحاسوب واستخدم برنامج (SPSS) لتحليل البيانات واستخراج النتائج. وفيما يلي عرض لهذه النتائج.

أولاً: النتائج المتعلقة بدلالات صدق المقياس.

فقد تمّ التحقق من صدق البناء أو صدق التكوين الفرضي (Construct Validity) لهذا المقياس بمستوياته الثلاثة من عدة مؤشرات هي:

1- باستخدام أسلوب التحليل العاملي: (Factor Analysis)

لقد تم استخدام أسلوب التحليل العاملي (Factor Analysis) لتحديد البناء العاملي لهذا المقياس، وقد استخدمت طريقة المكونات الأساسية (Principal Components Analysis) مع التدوير المتعامد (Varimax Rotation) لتقصي العوامل المسؤولة عن الأداء في كل مستوى من مستويات المقياس الثلاثة.

وتبين الجداول من 4 – 6 ملخص نتائج التحليل العاملي لمستويات مقياس القدرة الرياضية الثلاثة.

الجدول (4): ملخص نتائج التحليل العاملي للمستوى الأول من مستويات مقياس القدرة الرياضية

العامـــل	الجذر الكامن	نسبة التباين المفسّر	نسبة التباين المفسّر التراكمية
الأول	2.686	11.193	11.193
الثاني	2.648	11.033	22.226
الثالث	2.016	8.402	30.628

فقد جرى التدوير بأخذ ثلاثة عوامل كانت مسؤولة عن تفسير 30.628% من تباين درجات المفحوصين على هذا المستوى من مستويات المقياس، حيث فسّر العامل الأول ما نسبته 11.193%، وفسّر العامل الثاني 11.033%، وفسّر العامل الثالث 8.402%.

الجدول (5): ملخص نتائج التحليل العاملي للمستوى الثاني من مستويات القدرة الرياضية

العامـــل	الجذر الكامن	نسبة التباين المفسّر	نسبة التباين المفسّر التراكمية
الأول	3.404	16.211	16.211
الثاني	3.168	15.087	31.298
الثالث	2.464	11.735	43.033

في المستوى الثاني، جرى التدوير بأخذ ثلاثة عوامل أيضاً كانت مسؤولة عن تفسير 43.033 من تباين درجات المفحوصين على هذا المستوى من مستويات المقياس. حيث فسّر العامل الأول ما نسبته 16.211%، وفسّر العامل الثاني 15.087%، وفسّر العامل الثالث 11.735%.

الجدول (6): ملخص نتائج التحليل العاملي للمستوى الثالث من مستويات القدرة الرياضية

العامـــل	الجذر الكامن	نسبة التباين المفسّر	نسبة التباين المفسّر التراكمية
الأول	3.231	14.687	14.387
الثاني	2.430	11.043	25.730
الثالث	2.144	9.747	35.477

أما في المستوى الثالث، فقد جرى التدوير أيضاً بأخذ ثلاثة عوامل كانت مسؤولة من تفسير 35.477 من تباين المفحوصين على هذا المستوى من مستويات القدرة الرياضية. حيث فسّر العامل الأول ما نسبته 14.687%، وفسّر العامل الثاني 11.043%، وفسّر العامل الثالث 9.747%.

ولتفسير تشبعات الفقرات على العوامل (Factor load)، فقد استفادت الباحثة من اقتراحات كومري (المشار إليها في الخليلي، 1989) الذي يعطي رتبة لهذه الأوزان كما يلي:

التشبع بمقدار 0.71 فأكثر ممتاز.

التشبع بمقدار 0.63 لأقل من 0.71 جيد جداً.

التشبع بمقدار 0.55 لأقل من 0.63 جيد.

التشبع بمقدار 0.45 لأقل من 0.55 مقبول.

التشبع بمقدار 0.32 لأقل من 0.45 ضعيف.

ولتحديد انتماء الفقرة للعامل، إذا كان تشبعها أكثر من 0.32 على عاملين أو أكثر فإننا نتبع محك الوزن الأكبر (الخليلي، 1989). إذ تعتبر الفقرة بناء على هذا المحك (محك الوزن الأكبر) منتمية للعامل الذي يكون تشبعها عليه أعلى. كما أن الفقرة التي كانت تشبعاتها العليا أقل من 0.32 صنفت ضمن العامل الذي وزنها عليه أعلى. وبناء على ذلك فقد وجدت الباحثة أن 18 فقرة من فقرات المستوى الأول قد تشبعت بمقدار 0.45 إلى 0.65 على أحد العوامل الثلاثة، مما يشير إلى صدق البناء العاملي لهذا المستوى من مستويات المقاييس.

والجدول من 7–9 تبين البناء العاملي لفقرات المستويات الثلاثة لمقياس القدرة الرياضية.

الجدول (7): البناء العاملي لفقرات المستوى الأول لمقياس القدرة الرياضية

الفقــرة	العامل الأول	العامل الثاني	العامل الثالث
14	0.658		
22	0.626		
21	0.594		
8	0.553		
20	0.508		
17	0.502		
23		0.325	
12		0.181	
7		0.182	
13		0.608	
5		0.583	
3		0.547	
6		0.514	
19		0.509	
4		0.494	
16		0.451	
15		0.388	
2			0.604
18			0.595
24			0.477
11			0.471
9			0.414
10			0.392
1			0.219

الجدول (8): البناء العاملي لفقرات المستوى الثاني لمقياس القدرة الرياضية

الفقـــرة	العامل الأول	العامل الثاني	العامل الثالث
16	0.642		
19	0.614		
13	0.600		
14	0.562		
7	0.549		
10	0.533		
6	0.415		
2		0.648	
15		0.629	
17		0.628	
18		0.594	
1		0.558	
20		0.519	
21		0.514	
8		0.436	
3			0.706
9			0.568
4			0.511
5			0.507
12			0.445
11			0.420

الجدول (9): البناء العاملي لفقرات المستوى الثالث لمقياس القدرة الرياضية

الفقــرة	العامل الأول	العامل الثاني	العامل الثالث
13	0.620		
4	0.610		
12	0.588		
9	0.563		
16	0.514		
20	0.509		
21	0.498		
5	0.418		
8	0.389		
3	0.386		
15		0.588	
22		0.542	
18		0.532	
6		0.527	
2		0.326	
11			0.628
19			0.562
17			0.544
1			0.540
7			0.500
10			0.401
14			0.302

وبعد تفحص مضمون الفقرات في كل عامل من العوامل الثلاثة في المستويات الثلاثة فقد تمكنت الباحثة من تسمية هذه العوامل كما يلي:

العامل الأول: العامل العددي.

العامل الثاني: العامل الاستدلالي.

العامل الثالث: العامل المكاني.

وتتفق هذه النتيجة مع الدراسات السابقة (انظر الفصل السابق، فصل الإجراءات) من أن العوامل المكونة للقدرة الرياضية هي: العامل العددي، والعامل الاستدلالي، والعامل المكاني.

وللبحث عن العوامل التي يمكن أن تفسّر الارتباطات بين الأبعاد الثلاثة (البعد العددي، الاستدلالي، المكاني)، استخرجت معاملات الارتباط بين أبعاد القدرة الرياضية في المستويات الثلاثة للمقياس.

والجداول من 10 – 12 تبين معاملات الارتباط بين أبعاد القدرة الرياضية في كل مستوى من المستويات الثلاثة للمقياس.

الجدول (10): مصفوفة معاملات الارتباط بين أبعاد القدرة الرياضية في المستوى الأول

	القدرة العددية	القدرة الاستدلالية	القدرة المكانية	الكلي
القدرة العددية	--	**0.455	**0.298	**0.717
القدرة الاستدلالية	--	--	**0.410	**0.865
القدرة المكانية	--	--	--	**0.713

** ذات دلالة إحصائية عند (α = 0.01)

الجدول (11): مصفوفة معاملات الارتباط بين أبعاد القدرة الرياضية في المستوى الثاني

	القدرة العددية	القدرة الاستدلالية	القدرة المكانية	الكلي
القدرة العددية	--	**0.657	**0.616	**0.874
القدرة الاستدلالية	--	--	**0.590	**0.893
القدرة المكانية	--	--	--	**0.821

** ذات دلالة إحصائية عند (α = 0.01)

الجدول (12): مصفوفة معاملات الارتباط بين أبعاد القدرة الرياضية في المستوى الثالث

	القدرة العددية	القدرة الاستدلالية	القدرة المكانية	الكـلي
القدرة العددية	--	0.527**	0.526**	0.886**
القدرة الاستدلالية	--	--	0.435**	0.744**
القدرة المكانية	--	--	--	0.799**

** ذات دلالة إحصائية عند ($\alpha = 0.01$)

تشير البيانات الواردة في الجـداول 10 – 12، أن هناك علاقة إيجابية ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.01$) بين أبعاد القدرة الرياضية إذا قورنت مثنى مثنى، وبين أبعاد القدرة الرياضية والمستوى الكلي. وهذا دليل على أن المقياس بمستوياته الثلاثة يتمتع بدرجة عالية من التجانس الداخلي، ذلك أن الارتباط العالي بين البعد والمقياس يدل على أن السمة التي يقيسها المجال هو ما يقيسه المقياس بشكل عام.

2- حُسِبت نسب النجاح على كل فقرة (صعوبة الفقرة) من فقرات المستويات الثلاثة المكونة للمقياس. كما حُسِبت القدرة التمييزية لكل فقرة من خلال إيجاد معامل ارتباط الفقرة بأحد مستويات المقياس الثلاثة (Point Biserial Coefficient of Correlation) معامل الارتباط الثنائي الخاص. وكذلك حُسِبت نسب النجاح والقدرة التمييزية لمجموعة الفقرات المشتركة بين المستويات المتجاورة من مستويات المقياس.

والجداول من 13 – 17 توضح معاملات الصعوبة والتمييز لكل مستوى من المستويات الثلاثة للمقياس، وكذلك معاملات الصعوبة والتمييز لمجموعة الفقرات المشتركة بين كل مستويين متجاورين من مستويات المقياس الثلاثة.

الجدول (13): معاملات الصعوبة والتمييز لفقرات المستوى الأول لمقياس القدرة الرياضية

رقم الفقرة	معامل الصعوبة	معامل التمييز	رقم الفقرة	معامل الصعوبة	معامل التمييز
1	0.4	0.25	13	0.27	0.50
2	0.43	0.20	14	0.82	0.33
3	0.42	0.16	15	0.33	0.34
4	0.29	0.34	16	0.18	0.27
5	0.25	0.44	17	0.64	0.33
6	0.13	0.32	18	0.31	0.32
7	0.70	0.31	19	0.45	0.42
8	0.72	0.39	20	0.67	0.31
9	0.57	0.21	21	0.67	0.41
10	0.35	0.25	22	0.79	0.31
11	0.66	0.42	23	0.63	0.30
12	0.57	0.38	24	0.53	0.23

الجدول (14): معاملات الصعوبة والتمييز لفقرات المستوى الثاني لمقياس القدرة الرياضية

رقم الفقرة	معامل الصعوبة	معامل التمييز	رقم الفقرة	معامل الصعوبة	معامل التمييز
1	0.71	0.51	12	0.74	0.57
2	0.59	0.41	13	0.70	0.48
3	0.40	0.29	14	0.80	0.54
4	0.72	0.44	15	0.50	0.51
5	0.77	0.53	16	0.68	0.46
6	0.81	0.54	17	0.60	0.60
7	0.76	0.56	18	0.57	0.51
8	0.67	0.47	19	0.69	0.51
9	0.70	0.38	20	0.72	0.57
10	0.65	0.47	21	0.71	0.46
11	0.73	0.53			

الجدول (15): معاملات الصعوبة والتمييز لفقرات المستوى الثالث لمقياس القدرة الرياضية

رقم الفقرة	معامل الصعوبة	معامل التمييز	رقم الفقرة	معامل الصعوبة	معامل التمييز
1	0.46	0.33	12	0.72	0.42
2	0.52	0.40	13	0.66	0.55
3	0.51	0.20	14	0.23	0.12
4	0.79	0.44	15	0.21	0.17
5	0.71	0.32	16	0.72	0.47
6	0.46	0.38	17	0.38	0.52
7	0.45	0.25	18	0.52	0.48
8	0.60	0.45	19	0.39	0.44
9	0.84	0.39	20	0.71	0.48
10	0.57	0.54	21	0.77	0.50
11	0.29	0.36	22	0.53	0.31

الجدول (16): معاملات الصعوبة والتمييز لمجموعة الفقرات المشتركة بين المستويين الأول والثاني وعددها 6 فقرات

الفقــرة	المستوى الأول		المستوى الثاني	
	معامل الصعوبة	معامل التمييز	معامل الصعوبة	معامل التمييز
1	0.4	0.25	0.71	0.51
2	0.42	0.16	0.67	0.47
3	0.57	0.38	0.72	0.57
4	0.33	0.34	0.60	0.60
5	0.64	0.33	0.74	0.57
6	0.67	0.41	0.80	0.54

الجدول (17): معاملات الصعوبة والتمييز لمجموعة الفقرات المشتركة بين المستويين الثاني والثالث وعددها 6 فقرات

الفقـــرة	المستوى الأول		المستوى الثاني	
	معامل الصعوبة	معامل التمييز	معامل الصعوبة	معامل التمييز
1	0.71	0.51	0.72	0.42
2	0.40	0.29	0.60	0.45
3	0.57	0.51	0.52	0.48
4	0.50	0.51	0.66	0.55
5	0.81	0.54	0.84	0.39
6	0.72	0.57	0.79	0.44

3- للتحقق من الصدق المرتبط بمحك، فقد تم اختيار محك التحصيل في الرياضيات كمحك، وحُسِبَت معاملات الارتباط بين مستويات القدرة الرياضية الثلاثة والتحصيل في الرياضيات كما حُسِبت معاملات الارتباط بين أبعاد القدرة الرياضية والتحصيل في الرياضيات في كل مستوى من المستويات الثلاثة. وتشير الجداول من 18 – 19 قيم معاملات الارتباط هذه.

الجدول (18): معاملات الارتباط بين مستويات القدرة الرياضية الثلاثة والتحصيل في الرياضيات

المستـــوى	معامل الارتباط بين مستوى القدرة الرياضية والتحصيل في الرياضيات
الأول (الصف الثامن)	0.80
الثاني (الصف التاسع)	0.87
الثالث (الصف العاشر)	0.92

الجدول (19): معاملات الارتباط بين أبعاد القدرة الرياضية والتحصيل في الرياضيات في كل مستوى من مستويات القدرة الرياضية الثلاثة

أبعاد القدرة العددية	المستـوى	معامل ارتباط البعد بالتحصيل في الرياضيات
القدرة العددية	الأول (الصف الثامن)	0.574**
	الثاني (الصف التاسع)	0.756**
	الثالث (الصف العاشر)	0.758**
القدرة الاستدلالية	الأول (الصف الثامن)	0.772**
	الثاني (الصف التاسع)	0.826**
	الثالث (الصف العاشر)	0.689**
القدرة المكانية	الأول (الصف الثامن)	0.681**
	الثاني (الصف التاسع)	0.676**
	الثالث (الصف العاشر)	0.811**

** ذات دلالة إحصائية عند ($\alpha = 0.01$)

يلاحظ من الجدولين 18، 19 أن قيم معاملات الارتباط الناتجة كانت موجبة وعالية وذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha = 0.01$.

4- صدق الاختبارات بدلالة الفروق في الأداء على مجموعة الفقرات المشتركة بين المستويات المتجاورة من مستويات القدرة الرياضية الثلاثة. (الصدق التمييزي).

للحصول على صورة واضحة عن أداء الطلبة على مقياس القدرة الرياضية والمتمثل بمستوياته الثلاثة المختلفة في درجة صعوبتها، فقد تم حساب الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية لدرجات أو علامات الطلبة الذين أجابوا عن مجموعة الفقرات المشتركة بين المستويات المتجاورة من مستويات مقياس القدرة الرياضية، كما استخدم تحليل التباين الأحادي. والجداول 20 و21 تمثل قيم الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية للطلبة الذين أجابوا عن مجموعة الفقرات المشتركة بين المستويين الأول والثاني وكذلك مجموعة الفقرات المشتركة بين المستويين الثاني والثالث.

الجدول (20): الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية للطلبة الذين أجابوا على مجموعة الفقرات المشتركة بين المستويين الأول والثاني

المستــوى	عدد الطلبة	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري
الأول (الصف الثامن)	408	*3.04	1.48
الثاني (الصف التاسع)	403	*4.24	1.80

* عدد الفقرات المشتركة 6 فقرات، والعلامة الكلية عليها 6.

من الجدول (20) نلاحظ أن الأداء الأعلى على مجموعة الفقرات المشتركة بين المستويين الأول والثاني كان لصالح طلبة المستوى الثاني (الصف التاسع)، حيث بلغ الوسط الحسابي لأدائهم 4.24، في حين بلغ الوسط الحسابي لطلبة المستوى الأول (الصف الثامن) 3.04.

الجدول (21): الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية للطلبة الذين أجابوا على مجموعة الفقرات المشتركة بين المستويين الثاني والثالث

المستــوى	عدد الطلبة	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري
الثاني (الصف التاسع)	403	**3.70	1.71
الثالث (الصف العاشر)	323	**4.13	1.72

** عدد الفقرات المشتركة 6 فقرات، والعلامة الكلية عليها 6.

وللكشف عن دلالة الفرق بين وسطي الأداء على الفقرات المشتركة بين المستويين الأول والثاني على مقياس القدرة الرياضية، فقد استخدمت الباحثة تحليل التباين الأحادي. والجداول (22) و (23) تبين هذه النتائج.

جدول (22): نتائج تحليل التباين الأحادي للكشف عن دلالة الفرق بين وسطي المستويين الأول والثاني على مجموعة الفقرات المشتركة بينهما

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	F المحسوبة	الدلالة الإحصائية
بين المجموعات	295.077	1	295.077	108.281	0.00
داخل المجموعات (الخطأ)	2204.617	809	2.725		
الكلـــي	2499.694	810			

جدول (23): نتائج تحليل التباين الأحادي للكشف عن دلالة الفرق بين وسطي المستويين الثاني والثالث على مجموعة الفقرات المشتركة بينهما

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	F المحسوبة	الدلالة الإحصائية
بين المجموعات	33.002	1	33.002	11.178	0.001
داخل المجموعات (الخطأ)	2137.45	724	2.952		
الكلـــي	2170.45	725			

تشير جداول تحليل التباين الأحادي إلى وجود فروق ذات دلالة إحصائية في متوسطات الأداء بين المجموعات تعزى للصف.

ثانياً: النتائج المتعلقة بدلالات ثبات المقياس.

تمّ تقدير ثبات الاتساق الداخلي للمستويات الثلاثة التي تكوّن منها المقياس بطريقتين.

1- باستخدام معادلة كودر – ريتشارسون 20 (KR-20):

حُسبت معاملات الثبات (KR 20) للمستويات الثلاثة التي تكوّن منها المقياس، فكانت قيمة معامل الثبات للمستوى الأول 0.78، وللمستوى الثاني 0.88، في حين بلغت قيمة معامل الثبات للمستوى الثالث 0.83.

كما تمّ تقدير معاملات الثبات لأبعاد القدرة الرياضية الثلاثة: العددية، المكانية، الاستدلالية في كل مستوى من المستويات الثلاثة.

والجدول (24) يبيّن معاملات الثبات لأبعاد القدرة الرياضية في كل مستوى من المستويات الثلاثة المكونة للمقياس.

الجدول (24): معاملات الثبات لأبعاد القدرة الرياضية في كل مستوى من المستويات الثلاثة المكونة للمقياس

المستوى		معامل الثبات
المستوى الأول:	القدرة العددية	0.64
	القدرة المكانية	0.69
	القدرة الاستدلالية	0.52
	الكلي	0.78
المستوى الثاني:	القدرة العددية	0.76
	القدرة المكانية	0.79
	القدرة الاستدلالية	0.69
	الكلي	0.88
المستوى الثالث:	القدرة العددية	0.75
	القدرة المكانية	0.54
	القدرة الاستدلالية	0.65
	الكلي	0.83

2. الثبات النصفي:

استخرجت معاملات الارتباط بين درجات الطلاب على الفقرات الفردية في المستويات الثلاثة لمقياس القدرة الرياضية، مع درجاتهم على الفقرات الزوجية، حيث بلغت قيمة معامل الارتباط بين درجات الطلبة على الفقرات الفردية في المستوى الأول، مع درجاتهم على الفقرات الزوجية 0.59، وقد تم تصحيح هذا المعامل بوساطة معادلة جوتمان فأصبحت قيمة 0.74، في

حيث بلغ معامل الارتباط بين درجات الطلبة على الفقرات الزوجية ودرجاتهم على الفقرات الفردية في المستوى الثاني 0.73، وقد تمّ تصحيحه بوساطة معادلة جوتمان فأصبحت قيمته 0.85، كما استخرج معامل الارتباط بين درجات الطلبة على الفقرات الفردية ودرجاتهم على الفقرات الزوجية في المستوى الثالث وبلغت قيمته 0.65، وقد تمّ تصحيحه بوساطة معادلة جوتمان فأصبحت قيمته 0.79.

المقياس المشترك: (Common Scale)

تم الحصول على المقياس المشترك (Common scale) لاختبارات المستويات الثلاثة (الصفوف الثلاثة) وذلك بتحويل العلامات الخام على اختبار المستوى الثاني (x) (الصف التاسع) إلى علامات موزونة تقع على مقياس مرجعي عن طريق المعادلة التالية:

$$C = A_{cx} X + B_{cx}$$

حيث حُسِبت قيم الثوابت فكانت على النحو التالي:

$$A_{cx} = 2.3809$$

$$B_{cx} = 50$$

وبذلك فإن المعادلة الخطية التي يمكن من خلالها تحويل علامات الصف التاسع إلى علامات موزونة على التدريج المرجعي (المقياس المرجعي) هي: $C = 2.3809\,X + 50$...(1) وباستخدام المعادلات الأربعة التي سبق ذكرها في فصل الطريقة والإجراءات ص(47)، تم تقدير المتوسط الحسابي والتباين للعلامات الخام لكل من اختباري المستويين الثاني (x) والأول (y) للمجموعة الكلية التي أجابت على المستويين المذكورين. كما تم تقدير المتوسط الحسابي والانحراف المعياري للعلامات الخام على المستويين الثاني والثالث للمجموعة الكلية التي أجابت على المستويين المذكورين.

والجداول من (25) إلى (29) تظهر هذه النتائج.

الجدول (25): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية المقدرة للمجموعة الكلية على اختبارات المستويات الثلاثة

الإحصائي / الاختبار	عدد الفقرات	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
المستوى الأول (الصف الثامن)	24	11.78	4.52
المستوى الثاني (الصف التاسع)	21	14.23	5.32
المستوى الثالث (الصف العاشر)	22	12.04	4.79

الجدول (26): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية على مجموعة الفقرات المشتركة بين المستويين الأول والثاني، للمجموعات الأولى والثانية، والأولى والثانية معاً

الإحصائي / المجموعة	المتوسط الحسابي*	الانحراف المعياري
المجموعة الأولى (التي أجابت على اختبار الصف الثامن)	3.04	1.482
المجموعة الثانية (التي أجابت على اختبار الصف التاسع)	4.24	1.805
المجموعتين الأولى والثانية معاً	3.64	1.757

* عدد الفقرات المشتركة بين المستويين الأول والثاني 6 فقرات، والعلامة الكلية عليها تساوي 6.

الجدول (27): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية على مجموعة الفقرات المشتركة بين المستويين الثاني والثالث، للمجموعات الثانية والثالثة، والثانية والثالثة معاً

المجموعة / الإحصائي	المتوسط الحسابي**	الانحراف المعياري
المجموعة الأولى (التي أجابت على اختبار الصف التاسع)	3.71	1.71
المجموعة الثانية (التي أجابت على اختبار الصف العاشر)	4.14	1.728
المجموعتين الثانية والثالثة معاً	3.90	1.730

**عدد الفقرات المشتركة بين المستويين الثاني والثالث 6 فقرات، والعلامة الكلية عليها تساوي 6.

الجدول (28): معاملات انحدار علامات المستويين الأول والثاني على علامات اختبار الجذع المشترك بينهما في المجموعتين الأولى والثانية

المستوى / المجموعة	الأولى	الثانية
المستوى الأول	2.425	
المستوى الثاني		2.658

الجدول (29): معاملات انحدار علامات المستويين الثاني والثالث على علامات اختبار الجذع المشترك بينهما في المجموعتين الثانية والثالثة

المستوى / المجموعة	الثانية	الثالثة
المستوى الثاني	2.294	
المستوى الثالث		2.775

وباستخدام القيم الواردة في الجداول السابقة، تم تحويل العلامات الخام على المستوى الأول (y) إلى ما يقابلها على تدريج علامات المستوى الثاني (x) باستخدام المعادلة التالية:

$$X = A_{xy} Y + B_{xy}$$

حيث تشير $A_{xy} = \frac{\hat{S}_{xt}}{\hat{S}_{yt}}$ ، $B_{xy} = \hat{M}_{xt} - A_{xy}\,\hat{M}_{yt}$

وتم الحصول على المعادلة التالية: $X = 1.027\ Y - 0.8764....(2)$.

كما تم تحويل العلامات الخام على المستوى الثالث Z إلى ما يقابلها على تدريج علامات المستوى الثاني باستخدام المعادلة التالية:

$$X = A_{xz} Z + B_{xz}$$

حيث تشير $A_{xz} = \frac{\hat{S}_{xt}}{\hat{S}_{zt}}$ ، $B_{xz} = \hat{M}_{xt} - A_{xz}\,\hat{M}_{zt}$

وتم الحصول على المعادلة التالية: $X = 1.116\ Z + 1.707....(3)$.

وبعد تحويل العلامات الخام في المستويين الأول والثالث إلى المستوى الثاني، تم تحويلها إلى التدريج المرجعي وذلك بتعويض المعادلتين (2) و (3) في المعادلة رقم (1)، وبذلك تم الحصول على ثلاث معادلات يتم من خلالها تحويل العلامات الخام على المستويات الثلاثة إلى علامات موزونة على مقياس موحد، والمعادلات هي:

$$C = 2.4451\ Y + 47.9133 \quad \ldots\ldots (4)$$

$$C = 2.3809\ X + 50 \quad \ldots\ldots (1)$$

$$C = 2.6570\ Z + 54.0642 \quad \ldots\ldots (5)$$

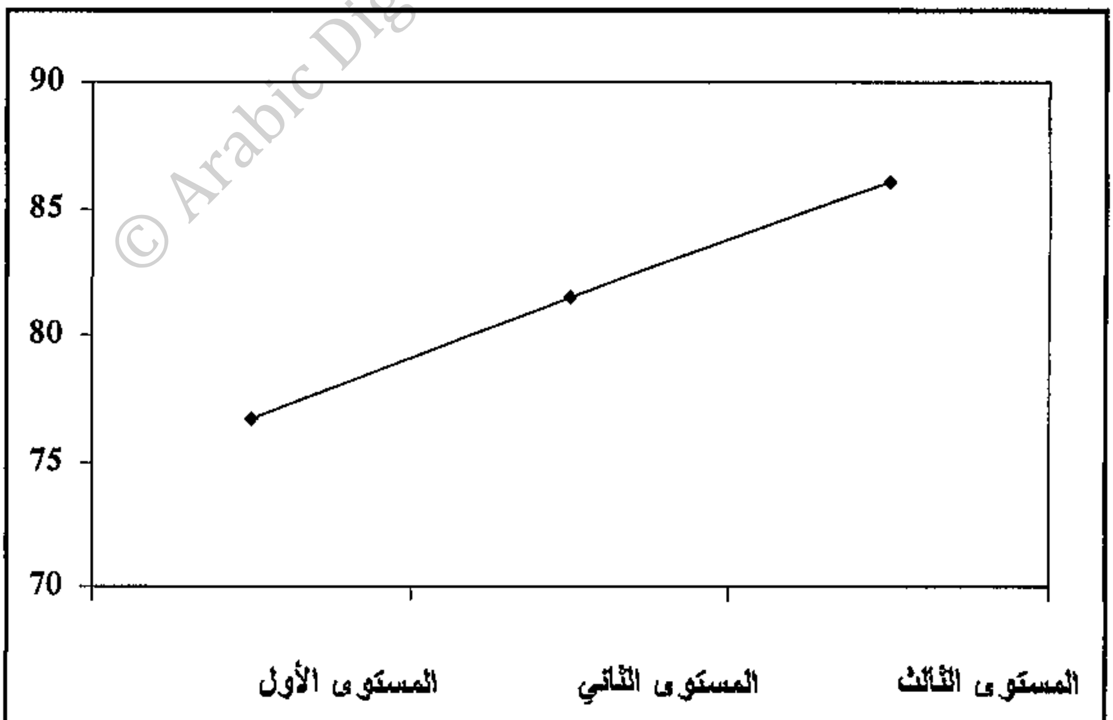
فمن خلال المعادلة رقم (3) يتم تحويل العلامات الخام على المستوى الأول إلى علامات موزونة على التدريج المرجعي، ومن خلال المعادلة رقم (1) يتم تحويل العلامات الخام على المستوى الثاني إلى علامات موزونة تقع على التدريج المرجعي، أما من خلال المعادلة رقم (5) فيتم تحويل العلامات الخام على المستوى الثالث إلى علامات موزونة على التدريج المرجعي. بمعنى آخر فإن المعادلات الثلاثة أعلاه هي بمثابة مقياس موّحد للمستويات الثلاثة.

كما تم استخدام المعادلات الثلاثة السابقة في تحويل المتوسطات الحسابية للمستويات الثلاثة إلى متوسطات موزونة على التدريج المرجعي. والجدول (30) يظهر هذه النتائج.

الجدول (30): المتوسطات الحسابية على المستويات الثلاثة قبل التحويل وبعده

المستوى / المتوسط الحسابي	قبل التحويل	بعد التحويل
المستوى الأول (الصف الثامن)	11.78	76.7165
المستوى الثاني (الصف التاسع)	14.23	83.8802
المستوى الثالث (الصف العاشر)	12.04	86.0544

يتّضح من الجدول أعلاه أن العلامات على المقياس الموّحد تزداد بازدياد الصف وعبر مستويات المقياس الثلاثة. ولتوضيح العلاقة بين المستويات الثلاثة والمقياس المرجعي تم تمثيل المتوسطات الموزونة لمستويات المقياس بالشكل التالي، حيث يمثّل محور السينات المستويات الثلاثة في حين يمثّل محور الصادات المتوسطات الموزونة.



الشكل (2): المتوسطات الموزونة لمستويات المقياس الثلاثة.

كما يتّضح من الشكل السابق أن العلاقة بين مستويات المقياس الثلاثة والأداء على المقياس متعدد المستويـات علاقة خطيـة تقريباً، وبذلك يمكن القول أنه أمكن التوصل إلى مقياس خطي متعدد المستويـات للقدرة الرياضية للمرحلة الأساسية العليا (الصفوف الثامن والتاسع والعاشـر)، حيث يمثّل هذا المقياس توزيعاً معيارياً متوسطة (14.23) وانحرافه المعياري (12.6664).

وللحكم على دقة المعادلة، فقد تم حساب الخطأ المعياري للمعادلة من خلال المعادلة التالية: (Thorndike, 1982)

$$S.E_y = \left(2\hat{\sigma}_x^2 \left(1-\hat{r}^2\right) \frac{\left(1+\hat{r}^2\right)Z_y^2 + 2}{Nt} \right)^{\frac{1}{2}}$$

حيث: $S.E_y$ = الخطأ المعياري للعلامة المعادلة y في المستوى الثاني (الصف التاسع) عند العلامة المعيارية Z_y في المستوى الأول.

Nt = العدد الكلي لأفراد المجموعتين اللتين أجابتا عن الصورتين x، y.

$\frac{Z_x}{Z_y}$ = العلامة المعيارية التي تقابل العلامة الخام y حيث $Z_y = \frac{y-\hat{\bar{y}}}{\sigma_y}$

$$\hat{r} = \frac{1}{2}\left(r_{xv} + r_{yv}\right)$$

r_{xv} = معامل الارتباط بين العلامات على الصورة x والعلامة على مجموعة الفقرات المشتركة بين الصورتين x و y.

r_{yv} = معامل الارتباط بين العلامات على الصورة y والعلامات على مجموعة الفقرات المشتركة بين الصورتين x و y.

ويوضح الجدول (31) معاملات الارتباط بين اختبار الجذع المشترك والمستويات التي اشتركت معه.

الجدول (31): معاملات الارتباط بين اختبار الجذع المشترك ومستوى المقياس

المستوى / اختبار الجذع المشترك بين	الأول	الثاني	الثالث
الأول والثاني	0.795	0.903	
الثاني والثالث		0.893	0.828

ويظهر الجدول (32) الخطأ المعياري للمعادلة الخطية عند تحويل علامات المستوى الأول إلى المستوى الثاني وكذلك تحويل علامات المستوى الثالث إلى المستوى الثاني عند قيم مختارة للعلامة المعيارية Z.

الجدول (32): الخطأ المعياري للمعادلة الخطية

	الخطأ المعياري للمعادلة	
العلامة المعيارية Z	عند التحويل من الأول إلى الثاني	عند التحويل من الثالث إلى الثاني
0.0	0.1988	0.1915
∓ 0.5	0.2188	0.2112
∓ 1.0	0.2710	0.2619
∓ 2.0	0.4187	0.4054
∓ 2.5	0.5017	0.4861
∓ 3.0	0.5874	0.5693

كما حُسِبَ خطأ القياس في كل مستوى من مستويات المقياس الثلاثة، محسوباً من بيانات الثبات بطريقة الاتساق الداخلي حسب المعادلة التالية (Crocker & Algina, 1986).

$$\sigma_e = \sigma_x \sqrt{1 - r'_{xx}}$$

حيث: σ_e : خطأ القياس.

σ_x : الانحراف المعياري.

r'_{xx} : معامل ثبات الاتساق الداخلي (α).

ويبين الجدول (33) خطأ القياس في كل مستوى في مستويات المقياس الثلاثة.

الجدول (33): خطأ القياس في كل مستوى من مستويات المقياس

المستـــوى	خطأ القيـــاس
المستوى الأول	2.101
المستوى الثاني	1.796
المستوى الثالث	1.980

وعند مقارنة خطأ المعادلة بخطأ القياس، نلاحظ أن الخطأ المعياري للمعادلة أصغر من خطأ القياس، كما أن خطأ القياس لا يختلف باختلاف العلامة كما هو الحال في الخطأ المعياري للمعادلة الذي يختلف باختلاف العلامة المعيارية.

ومن أجل الحصول على المعادلة العمودية بين مستويات المقياس الثلاثة باستخدام طريقة المعادلة المئينية، فقد اتبعت الخطوات التالية لتحويل علامات المستوى الأول إلى المستوى الثاني:

1- تم حساب التكرار والنسبة المئوية التراكمية للعلامات على اختبار الجذع المشترك (Anchor Test) بين المستويين الأول والثاني لمجموعة الأفراد التي أجابت على المستويين الأول والثاني، كما تم حساب التكرار والنسبة المئوية التراكمية للعلامات على اختبار الجذع المشترك (Anchor Test) بين المستويين الثاني والثالث لمجموعة الأفراد التي أجابت على المستويين الثاني والثالث والجدولان (34)، (35) يبينان هذه الحسابات.

الجدول (34): التوزيع التكراري لاختبار الجذع المشترك بين المستويين الأول والثاني ضمن المجموعة الأولى، والثانية، والمجموعتين معاً

المجموعة / العلامة الخام	المجموعة الأول (الصف الثامن)		المجموعة الثانية (الصف التاسع)		المجموعتين الأولى والثانية معاً الصفين الثامن والتاسع معاً	
	التكرار	النسبة المئوية التراكمية	التكرار	النسبة المئوية التراكمية	التكرار	النسبة المئوية التراكمية
0	16	3.90	14	3.5	30	3.70
1	46	15.20	26	10.00	72	12.60
2	90	37.30	39	19.70	129	28.50
3	104	62.80	57	33.80	161	48.40
4	82	82.90	48	45.70	130	64.40
5	47	94.40	71	63.30	118	78.90
6	23	100.00	148	100.00	171	100.00

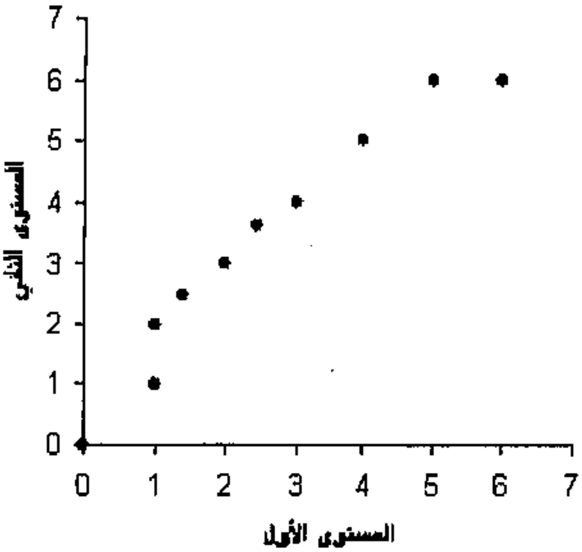
الجدول (35): التوزيع التكراري لاختبار الجذع المشترك بين المستويين الثاني والثالث ضمن المجموعة الثانية، والثالثة، والمجموعتين معاً

المجموعة / العلامة الخام	المجموعة الثانية (الصف التاسع)		المجموعة الثالثة (الصف العاشر)		المجموعتين الثانية والثالثة معاً الصفين التاسع والعاشر معاً	
	التكرار	النسبة المئوية التراكمية	التكرار	النسبة المئوية التراكمية	التكرار	النسبة المئوية التراكمية
0	17	4.20	7	2.20	24	3.30
1	35	12.90	21	8.70	56	11.00
2	50	25.30	42	21.70	92	23.70
3	68	42.20	42	34.70	110	38.90
4	76	61.10	48	49.60	124	56.00
5	91	83.70	65	69.70	156	77.50
6	66	100.00	98	100.00	164	100.00

2- تم حساب المئينات $(P_1,\ P_5, P_{10}, P_{15},\dots,\ P_{90}, P_{95}, P_{99})$ في توزيع علامات اختبار الجذع المشترك بين المستويين الأول والثاني للمجموعة الكلية التي أجابت على أي من المستويين المذكورين. والجدول رقم (36) يوضح هذه الحسابات.

الجدول (36): المئينات المحسوبة في توزيع علامات اختبار الجذع المشترك بين المستويين الأول والثاني

المئينات	المجموعة الأولى (مجموعة الصف الثامن)	المجموعة الثانية (مجموعة الصف التاسع)
1	0	0
5	1	1
10	1	1
15	1	2
20	2	2
25	2	2
30	2	3
35	2	3
40	3	3
45	3	4
50	3	4
55	3	4
60	3	4
65	4	5
70	4	5
75	4	5
80	4	5
85	5	6
90	5	6
95	6	6
99	6	6



الشكل (3): منحنى تحويل علامات المستوى الأول إلى ما يعادلها من علامات المستوى الثاني

3- تم حساب الرتب المئينية للمئينات التي حُسِبت في الخطوة السابقة في كـل مـن توزيـع علامات الأفراد الذين أجابوا على المستوى الأول وتوزيع علامات الأفراد الذين أجـابوا على المستوى الثاني على الاختبار المشترك بين المستويين الأول والثاني. والجدول (37) يبين هذه الحسابات.

الجدول (37): الرتب المئينية للمئينات التي حُسِبت في الخطوة رقم (2)، في كل من توزيع علامات الأفراد الذين أجابوا على المستوى الأول، وتوزيع علامات الأفراد الذين أجابوا على المستوى الثاني على الاختبار المشترك بين المستويين الأول والثاني.

المجموعة / العلامة الخام	الرتب المئينية المجموعة الأولى	المجموعة الثانية	المجموعة الكلية (الأولى والثانية معاً)
0	2.020	33.36	2.22
1	8.38	42.47	6.68
2	24.20	51.99	17.62
3	48.80	61.03	35.94
4	74.22	69.85	57.93
5	90.66	77.34	77.93
6	97.67	83.89	90.99

4- حُسِبت المئينات في المستويين الأول والثاني المناظرة للرتب المئينية التي حُسِبت في الخطوة رقم (3) والجدول (38) يوضح هذه الحسابات.

الجدول (38): المئينات والرتب المئينية المتعادلة في توزيع علامات المستوى الأول والثاني

المستوى الأول		المستوى الثاني	
الرتبة المئينية	العلامة الخام	الرتبة المئينية	العلامة الخام
1.97	0	0.32	0
0.87	1	0.66	1
1.54	2	1.10	2
2.62	3	1.74	3
4.27	4	2.74	4
6.68	5	4.18	5
10.03	6	6.06	6
14.69	7	8.69	7
20.05	8	12.10	8
26.76	9	16.35	9
34.83	10	21.48	10
43.25	11	27.09	11
51.99	12	33.72	12
60.64	13	40.90	13
68.79	14	48.40	14
76.11	15	55.57	15
82.38	16	62.93	16
87.49	17	69.85	17
91.62	18	76.11	18
94.41	19	81.33	19
96.56	20	85.99	20
97.93	21	89.80	21
98.81	22		
99.34	23		
	24		

الجدول (39): التوزيع التكراري للعلامات في مستويات المقياس الثلاثة

المستوى	الأول		الثاني		الثالث	
العلامة الخام / التكرار	التكرار	النسبة المئوية التراكمية	التكرار	النسبة المئوية التراكمية	التكرار	النسبة المئوية التراكمية
0	0	0	2	0.5	0	0
1	0	0	3	1.2	1	0.3
2	0	0	2	1.7	1	0.6
3	3	0.7	10	4.2	6	2.5
4	7	2.5	5	5.5	9	5.3
5	5	3.7	15	9.2	16	10.2
6	12	6.6	9	11.4	20	16.4
7	32	14.5	15	15.1	13	20.4
8	19	19.1	8	17.1	22	27.2
9	45	30.1	17	21.3	16	32.2
10	38	39.5	14	24.8	19	38.1
11	28	46.5	19	29.5	22	44.9
12	33	54.4	16	33.5	27	53.3
13	34	62.7	19	38.2	22	60.1
14	30	70.1	14	41.7	19	65.9
15	29	77.2	16	45.7	16	70.9
16	17	81.4	35	54.3	22	77.7
17	20	86.3	40	64.3	18	83.3
18	20	91.2	43	74.9	23	90.4
19	14	94.6	37	84.1	19	96.3
20	10	97.1	36	93.1	7	98.5
21	5	98.1	28	100.00	4	99.7
22	6	99.8	0		1	100.00
23	1	100.00	0		–	–
24	0					

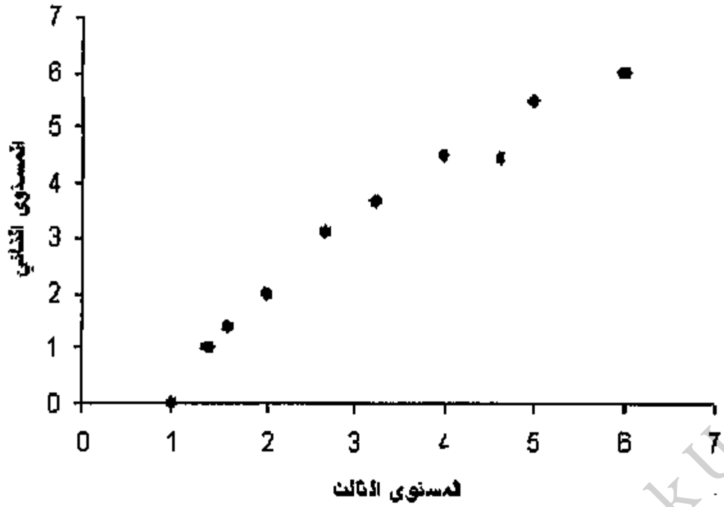
5- العلامتان المحسوبتان على المستويين الأول والثاني والمناظرتان لرتبة مئينية معينة على الاختبار المشترك تعتبران متعادلتان.

6- رسم منحنى ممهد (Smooth Curve) يصل بين مجموعة النقط التي تمثّل التناظر بين علامات المستويين الأول والثاني.

كما اتبعت نفس الإجراءات السابقة، لتحويل علامات المستوى الثالث إلى علامات المستوى الثاني وتبين الجدول (40) هذه الحسابات.

الجدول (40): المئينات المحسوبة في توزيع علامات اختبار الجذع المشترك بين المستويين الثاني والثالث وذلك ضمن المجموعات الأولى والثانية

المئينات	المجموعة الأولى (مجموعة الصف التاسع)	المجموعة الثانية (مجموعة الصف العاشر)
1	0	1
5	1	2
10	1.4	2
15	2	2
20	3	3
25	3	3
30	3	4
35	4	4
40	4	4
45	4	5
50	5	5
55	5	5
60	5	5
65	6	6
70	6	6
75	6	6
80	6	6
85	6	6
90	6	6
95	6	6
99	6	6



الشكل (4): منحنى تحويل علامات المستوى الثالث إلى ما يعادلها إلى علامات المستوى الثاني

الخطأ المعياري للمعادلة المئينية:

ولمعرفة دقة المعادلة التي تم الحصول عليها من خلال المعادلة المئينيــة. حُسِبَ الخطــأ المعياري باستخدام المعادلة التالية:

$$S.E(e_x(y_o)) = \sqrt{\sigma_x^2\left(\frac{p(1-p)}{\phi^2}\right)\left(\frac{1}{N_x}+\frac{1}{N_y}\right)}$$ (Hoover, Kolen & Petersen, 1982)

حيث:

σ_x^2: تباين العلامات على الاختبار x.

p : نسبة العلامات التي تقل عن قيمة معينة في الصورة x.

Nx: حجم العينة التي أخذت الاختبار x.

Ny: حجم العينة التي أخذت الاختبار y.

ϕ : الإحداثي الصادي لمنحنى التوزيع الطبيعي المعياري عند النقطة التي تكون المساحة تحتها تساوي p.

والجدول (41) يبين الخطأ المعياري للمعادلة عند قيم معينة لـــ Z.

جدول (41): الخطأ المعياري للمعادلة المئينية عند قيم معيارية معينة.

العلامة المعيارية (z)	الخطأ المعياري للمعادلة
0.0	0.0983
0.5 ∓	0.1046
1.0 ∓	0.2086
1.5 ∓	0.2779
2.0 ∓	0.2672
2.5 ∓	0.4694
3.0 ∓	0.9362

جدول (42): جدول تحويل العلامات الخام على كل من اختبارات المستويات الثلاثة إلى علامات محولة على التدريج المشترك باستخدام معادلة التحويل الخطي.

العلامة الخام	العلامات المحولة		
	المستوى الأول	المستوى الثاني	المستوى الثالث
صفر	48	50	54
1	50	52	57
2	53	55	59
3	55	57	62
4	58	60	65
5	60	62	67
6	63	64	70
7	65	67	73
8	67	69	75
9	70	71	78
10	72	74	81
11	75	76	83
12	77	79	86
13	80	81	89
14	82	83	91
15	85	86	94
16	87	88	97
17	89	90	99
18	92	93	102
19	94	95	105
20	97	98	107
21	99	100	110
22	102	102	113
23	104	105	115
24	107	107	118

الفصل الخامس

مناقشـــة النتائـــج

هدفت هذه الدراسة إلى تدريج مقياس متعدد المستويات للقدرة الرياضية لطلبة المرحلة الأساسية العليا والتي تضم الصفــوف الثامن والتاسع والعاشر. وقد عملت هذه الدراسة على تطوير هذا المقياس من أداء أفراد عينة الدراسة على ثلاثة مستويات (اختبارات) صُمِمَ كل منها لقياس مستوى من مستويات القدرة الرياضية. وللحصول على المقياس متعدد المستويات، فقد استخدمت طريقتان في المعادلة العمودية هما: طريقة المعادلة الخطية (Linear Equating)، والمعادلة المئينية (Equipercentile Equating). وقد اعتمد في إجراءات المعادلة تصميم اختبار الجذع المشترك للمجموعات غير المتكافئة، حيث استخدم اختبار جذع مشترك (Anchor Test) بين كل مستويين متجاورين.

ومن المتطلبات الأساسية للحصول على هذا المقياس، التحقق من دلالات الصدق والثبات للاختبارات، حيث تم التحقق من هذه الدلالات بطرق تتلاءم مع الغرض من استخدام هذه الاختبارات.

فقد تمّ التحقق من صدق الاختبارات بأربع طرق أساسية، حيث اعتمدت الطريقة الأولى على التحليل العاملي لفقرات مقياس القدرة الرياضية، حيث أجري التحليل العاملي بطريقة المكونات الرئيسية (Principal Component) مع التدوير المتعامد (Varimax Rotation)، وأظهرت النتائج وجود ثلاثة عوامل أساسية تفسّر معظم التباين في كل من الاختبارات الثلاثة، حيث فسرّت هذه العوامل ما نسبته 30.628% من تباين درجات المفحوصين على المستوى الأول من مستويات المقياس، في حين فسرّت ما نسبته 43.033% من تباين درجات المفحوصين على المستوى الثاني من مستويات المقياس، كما فسرّت ما نسبته 35.477% من تباين درجات المفحوصين على المستوى الثالث من مستويات المقياس. أما بالنسبة للعوامل بصورة منفردة، فقد

فسرّ العامل الأول ما نسبته 11.193 ضمن المستوى الأول و16.211 ضمن المستوى الثاني، و 14.685 ضمن المستوى الثالث. أما العامل الثاني، فقد فسّر ما نسبته 11.033% في المستوى الأول، 15.087% في المستوى الثاني و 11.043% ضمن المستوى الثالث. أما بالنسبة للعامل الثالث فقد فسّر ما نسبته 8.402% ضمن المستوى الأول، 11.735% ضمن المستوى الثاني و 9.747% ضمن المستوى الثالث وبعد تفحص مضمون الفقرات في كل عامل، فقد تمكنت الباحثة من تسمية هذه العوامل كما يلي: العامل الأول هو العامل العددي، العامل الثاني هو العامل الاستدلالي والعامل الثالث هو العامل المكاني، وتتفق هذه النتيجة مع نتائج دراسات كل من (معوض، 1984؛ أبو حطب، 1987؛ عبد العزيز، 1994) التي توصلت إلى أن العوامل الأساسية للقدرة الرياضية هي: العامل العددي، والعامل الاستدلالي، والعامل المكاني.

كما استخرجت معاملات الارتباط بين أبعاد القدرة الرياضية في المستويات الثلاثة للمقياس، وأشارت النتائج إلى أن هناك علاقة إيجابية ذات دلالة إحصائية ($\alpha = 0.01$) بين أبعاد القدرة الرياضية إذا ما قورنت مثنى مثنى، وبين أبعاد القدرة الرياضية والمستوى الكلي. وهذا دليل على أن المقياس بمستوياته الثلاثة يتمتع بدرجة عالية من التجانس الداخلي، ذلك أن الارتباط العالي بين البعد (العامل) والمقياس يدل على أن السمة التي يقيسها المجال هو ما يقيسه المقياس بشكل عام.

أما الطريقة الثانية التي استخدمت للحكم على دلالة صدق الاختبارات، تم حساب معامل صعوبة كل فقرة من الفقرات في المستويات الثلاثة للمقياس، وكذلك تم حساب معامل التمييز لتلك الفقرات من خلال إيجاد معامل ارتباط الفقرة بأحد مستويات المقياس الثلاثة (بوينت بايسيريال). كما حُسِبَ معامل صعوبة الفقرة ومعامل التمييز لمجموعة الفقرات المشتركة بين المستويات المتجاورة من مستويات المقياس. أشارت النتائج إلى أن مستويات الصعوبة لفقرات مقياس القدرة الرياضية في المستوى الأول تراوحت من (0.13 – 0.82) بوسط قدره(11.78) وهذا يشير إلى أن الفقرات متوسطة الصعوبة، وقد أشار دوران (Doran)(المشار إليه في عوده، 2002) بأن أي فقرة ضمن توزيع معاملات الصعوبة من (0.2 – 0.8) يمكن أن تكون مقبولة ويمكن الاحتفاظ بها، في حين تراوحت معاملات الصعوبة لفقرات المستوى الثاني من (0.4 – 0.8) بوسط

قدره(14.23)، أما في المستوى الثالث فقد تراوحت من (0.21 – 0.84) بوسط قدره(12.04). أما معاملات التمييز فقد تراوحت من (0.16 – 0.5) في المستوى الأول، وفي المستوى الثاني تراوحـــت من (0.29 – 0.60)، في حين تراوحـــت في المستوى الثالث من (0.12 – 0.55). حيث تشير هذه النتائج إلى أن مقياس القدرة الرياضية يتمتع بقدرات تمييزية مقبولة، وأن تمييز الفقرة ينسجم مع تمييز المقياس (عودة، 2002).

كما تم الحكم على دلالة صدق الاختبارات باستخدام محك التحصيل المدرسي في مبحث الرياضيات، وأظهرت النتائج أن معظم قيم معاملات الارتباط كانت مرتفعة بشكل عام، حيث بلغت قيمها 0.8، 0.87، 0.92. للمستويات الثلاثة، الأول والثاني والثالث على الترتيب.

أما الطريقة الرابعة التي استخدمت للحصول على دلالة صدق الاختبارات، دلالة الفروق في الأداء على مجموعة الفقرات المشتركة بين المستويات المتجاورة من مستويات القدرة الرياضية. حيث أشارت النتائج إلى أن الأداء الأعلى على مجموعة الفقرات المشتركة بين المستويين الأول والثاني كان لصالح طلبة المستوى الثاني، حيث بلغ الوسط الحسابي لأدائهم 4.24، في حين بلغ الوسط الحسابي لطلبة المستوى الأول 3.04. كما كان الأداء الأعلى على مجموعة الفقرات المشتركة بين المستويين الثاني والثالث لصالح طلبة المستوى الثالث، حيث بلغ الوسط الحسابي لأدائهم 4.13، في حين بلغ الوسط الحسابي لطلبة المستوى الثاني 3.70. كما أجري تحليل تباين أحادي لمجموعة الفقرات المشتركة بين المستويات المتجاورة من مستويات مقياس القدرة الرياضية، حيث أشارت نتائج هذا التحليل إلى وجود فروق ذات دلالة إحصائية في متوسطات الأداء بين المجموعات تعزى للصف حيث أن أداء الطلبة على الفقرات المشتركة يتزايد بتزايد الفئة العمرية (الصف)0

كما تم التحقق من ثبات الاختبارات الثلاثة بطريقتين، الطريقة الأولى باستخدام معادلة كودر – ريتشارسون 20، حيث أشارت النتائج إلى أن معاملات الثبات لمستويات المقياس الثلاثة بلغت 0.78، 0.88، و 0.83 للمستويات الأول والثاني والثالث على الترتيب، حيث تشير هذه النتائج إلى تمتع المقياس بثبات جيد. كما حُسِبت معاملات الثبات لأبعاد القدرة الرياضية الثلاثة العددية،

الاستدلالية والمكانية في كل مستوى من المستويات الثلاثة، حيث انخفضت هذه المعاملات قليلاً، فمعامل ثبات القدرة العددية في المستوى الأول بلغ 0.64 في حين بلغ 0.76. في المستوى الثاني و 0.75 في المستوى الثالث، كما بلغ معامل ثبات القدرة المكانية في المستوى الأول 0.69، وفي المستوى الثاني 0.79 وفي المستوى الثالث 0.54.و بلغ معامل ثبات القدرة الاستدلالية 0.52 في المستوى الأول، 0.69 في المستوى الثاني و 0.65 في المستوى الثالث. ويعود السبب في انخفاض قيم معاملات الثبات لأبعاد القدرة الرياضية مقارنة بمعاملات ثبات الاختبار الكلي لانخفاض عدد الفقرات لكل بعد من أبعاد القدرة الرياضية، حيث أن أحد العوامل التي يعتمد عليها معامل ثبات الاختبار هو عدد الفقرات، فيزيد معامل الثبات بزيادتها ويقل بنقصانها.

أما الطريقة الثانية التي تم التحقق بواسطتها من ثبات الاختبارات الثلاثة المكونة للمقياس هي الطريقة النصفية، حيث استخرج معامل الارتباط بين درجات الطلبة على الفقرات الفردية في المستويات الثلاثة لمقياس القدرة الرياضية، مع درجاتهم على الفقرات الزوجية، حيث بلغت قيمة معامل الارتباط هذا في المستوى الأول 0.59، وفي المستوى الثاني 0.73 وفي المستوى الثالث 0.65، وقد تمّ تصحيح معامل الارتباط هذا بوساطة معادلة جتمان، فأصبحت قيمته في المستوى الأول 0.74، وفي المستوى الثاني 0.85 وفي المستوى الثالث 0.79. حيث تدل قيم معاملات الثبات هذه إلى أن المقياس بمستوياته الثلاثة يتمتع بدرجة مناسبة أو مقبولة من الثبات.

إن النتائج المتعلقة بدلالات صدق المقياس والتي تم التوصل إليها، ومعاملات الثبات العالية نسبياً، وأحادية البعد التي تم التوصل إليها من خلال التحليل العاملي لمقياس القدرة الرياضية تعتبر شروط أساسية لإجراء المعادلة بدرجة عالية من الدقة أو بأقل ما يمكن من أخطاء القياس. وبهذا يصبح هناك مصدرين للخطأ عند إجراء المعادلة، المصدر الأول خطأ القياس والمصدر الثاني الخطأ الناجم عن المعادلة نفسها (Equating error)، لذا يجب التقليل من نوعي الخطأ حتى تكون عملية التحويل من العلامات الخام إلى المقياس العام الذي تم اشتقاقه على درجة عالية من الدقة.

ومن أجل الوصول إلى المقياس المتعدد المستويات، فقد استخدمت طريقتان للتوصل إليه طريقة المعادلة الخطية (Linear Equating). وطريقة المعادلة المئينية (Equipercentile Equating).

ففي طريقة المعادلة الخطية فقد تمّ التوصل إلى معادلات التحويل الخطي التي أمكن من خلالها تحويل العلامات الخام إلى المقياس المتعدد المستويات، والتي يمكن استخدامها في حساب جداول تحويل تناظر جداول المعايير المستخدمة في الاختبارات المقننة المنشورة.

أما باستخدام الطريقة المئينية فقد أمكن التوصل إلى منحيين يمكن على أساسهما تحويل العلامات على اختباري المستويين الأول والثالث إلى ما يناظرها في المستوى الثاني.

وكنتيجة لعملية المعادلة الخطية أمكن التوصل إلى مقياس مرجعي يمكن بواسطته المقارنة بين علامتين على أي من المستويات الثلاثة، وذلك بتحويلها إلى علامات موزونة على المقياس المرجعي. أما بالنسبة للمدى الكلي للعلامات على المقياس المرجعي فقد تراوح بين 47 إلى 113 (لأقرب عدد صحيح)، حيث يغطي المستوى الأول المدى 47-107، ويغطي المستوى الثاني المدى من 50 إلى 100، في حين يغطي المستوى الثالث من 58 إلى 113. كما وقعت المتوسطات الحسابية لاختبارات المستويات الثلاثة بعد تحويلها إلى ما يناظرها على المقياس المرجعي على خط مستقيم عند تمثيلها بيانياً مما يدل على نمو شبه ثابت في القدرة الرياضية من مستوى إلى آخر. كما ويلاحظ أن الفرق بين متوسط اختبار المستوى الثاني والأول يساوي 7، في حين بلغ الفرق بين متوسط اختبار المستوى الثالث والثاني 2، ويمكن تفسير الاختلاف في الفرق هنا، أن مقدار النمو بين المستويين الأول والثاني يكون أكبر نوعاً ما مما هو بين المستويين الثاني والثالث حيث يتقارب المستوى العقلي بين طلبة الصفين التاسع والعاشر، في حين يكون طلبة الصف التاسع أكثر نمواً من طلبة الصف الثامن.

ومما تجدر الإشارة إليه إلى أن المتوسطات الحسابية لمجموعة الفقرات المشتركة بين المستويات المتجاورة. - مجموعة الفقرات المشتركة الستة بين اختباري المستوى الأول والثاني، ومجموعة الفقرات المشتركة الستة بين اختباري المستوى الثاني والثالث - عند تحويلها إلى درجات مناظرة على المقياس المرجعي أظهرت تقارباً كبيراً؛ حيث بلغ المتوسط المحوّل لمجموعة الفقرات المشتركة بين اختباري المستوى الأول والثاني على اختبار المستوى الأول (55.34) وعلى اختبار المستوى الثاني (57.23). كما بلغ المتوسط المحوّل لمجموعة الفقرات المشتركة بين

اختباري المستوى الثاني والثالث على اختبار المستوى الثاني (58.80) وعلى اختبار المستوى الثالث (65.037). ويمكن أن يعزى الفرق الصغير هنا إلى أخطاء المعاينة. وهذا يؤكد صدق المقياس المرجعي الذي تم اشتقاقه. وتشير هذه النتيجة إلى أنه بغض النظر عن مستوى الاختبار التي يتم استخدامه مع مجموعة الفقرات المشتركة فإن الدرجة الخام على أي من اختباري المستويين تؤول إلى الدرجة المحولة نفسها على المقياس المرجعي. ويمكن تسمية هذه الخاصية بخاصية التحرر من مستوى الاختبار، وتشبه هذه الخاصية ما هو معروف في إطار النظرية الحديثة بخاصية التحرر من تأثير عينة الفقرات (item free) وهي تعني أنه بغض النظر عن مجموعة الفقرات التي تستخدم في تقدير قدرة الفرد فإن تقدير قدرته يبقى ثابتاً لا يتغير بتغير مجموعة الفقرات التي يجيب عنها (Hambleton, 1989).

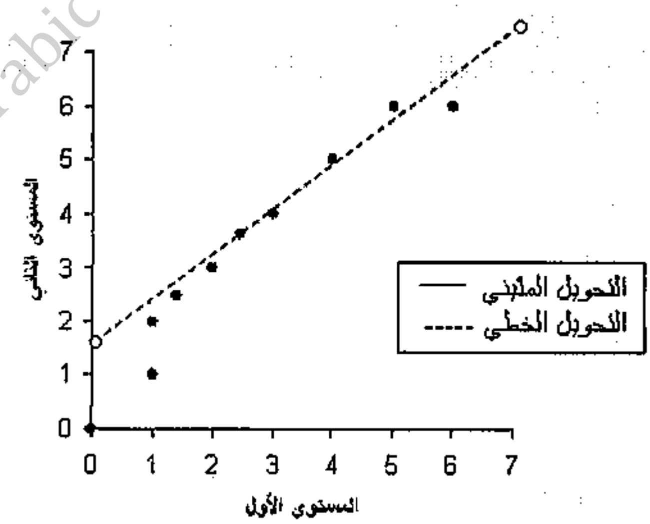
وللتحقق من فاعلية المعادلة الخطية في اشتقاق المقياس المرجعي، فقد حُسِبَ الخطأ المعياري للمعادلة الخطية، وقد أشارت النتائج إلى أن المعادلة تتمتع بدرجة مقبولة من الدقة، حيث تراوحت قيم الخطأ المعياري للمعادلة الخطية بين 0.1915 – 0.5874 في حين بلغ خطأ القياس لاختبارات المستويات الثلاثة تقريباً 2. وتجدر الإشارة هنا إلى أن الخطأ المعياري للمعادلة يتغير تبعاً لتغير العلامة، حيث تكون أصغر قيمة له عند (Z = 0)، بمعنى آخر عند المتوسط، وتزداد قيمته كلما ابتعدت العلامة المعيارية عن المتوسط بغض النظر عن الجهة التي تنحرف فيها عن الصفر. (Thorndike, 1982). ويمكن القول بأن المعادلة تكون أدق ما يمكن عند القيم المتوسطة للعلامات، ويعزى هذا إلى أخطاء المعاينة يمكن أن تؤثر على تقديرات كل من المتوسط الحسابي والانحراف المعياري، كما أن الأخطاء في تقدير الانحراف المعياري لها تأثير أكبر كلما زاد الانحراف عن المتوسط. كما تحققت المعادلة العمودية بين اختبارات المستويات الثلاثة باستخدام أسلوب المعادلة المئينية (Equipercentile Equating)، حيث حوّلت العلامات الخام على كل من اختباري المستويين الأول والثالث إلى ما يكافئها من علامات اختبار المستوى الثاني.

ويجب الإشارة هنا إلى أن التحويل المئيني هو تحويل غير خطي، وظهر ذلك من خلال المنحنيين اللذين يظهران التحويل من المستويين الأول والثالث إلى الثاني، ففي المنحنى الذي

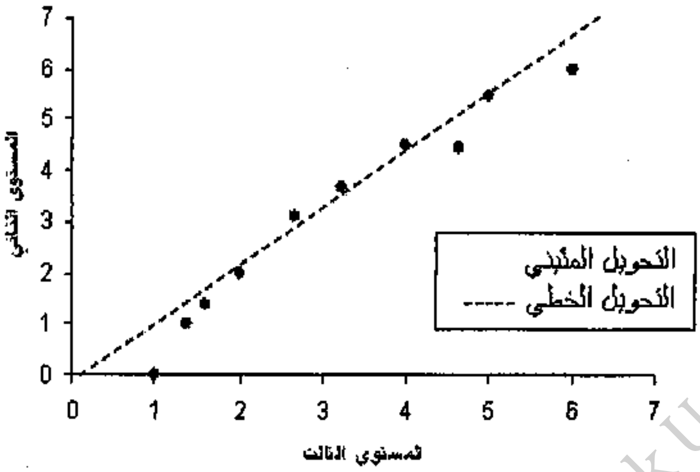
يحول العلامات الخام من المستوى الأول إلى الثاني كان مقعراً للأسفل، و المنحنى الذي يحوّل العلامات الخام من المستوى الثالث إلى الثاني كان تقعره للأسفل أيضا كما الشكلين (2، 3).

وبالرغم من أن المقياس المشتق يمكن استخدامه لتحديد موقع أي فرد على متصل واحد للقدرة، لكن اختبار كل مستوى من المستويات الثلاثة يناظره مدى محدداً على متصل القدرة (أي المقياس المشترك). فالأداء على اختبار المستوى الأول يمثل مدى يقع في أسفل المقياس، والأداء على اختبار المستوى الثاني يمثل جزءاً من المدى المتوسط للمقياس، والأداء على اختبار المستوى الثاني يمثل جزءاً من المدى المتوسط للمقياس، والأداء على اختبار المستوى الثالث يناظر مدى في الجزء الأعلى من المقياس المرجعي، ولذلك عند اختيار فرد من المرحلة الأساسية العليا، لا بدّ من اختيار الاختبار المناسب لقدرته والمتوقع أن يناظر أداؤه مدى معيناً من المقياس.

وكما يظهر أن كلاً من الطريقتين الخطية والمئينية تعطيان قيماً متقاربة في المدى المتوسط للعلامات، فعند التحويل من المستوى الأول إلى الثاني بالطريقتين المئينية والخطية يظهر التقارب في القيم المحولة ضمن المدى (2–5) أما عند التحويل من المستوى الثالث إلى المستوى الثاني. فالتقارب في القيم المحولة يقع ضمن المدى (2–5) أيضاً.



الشكل (5): تحويل علامات المستوى الأول إلى ما يعادلها من علامات المستوى الثاني بالطريقتين المئينية والخطية.



الشكل (6): تحويل علامات المستوى الثالث إلى ما يعادلها من علامات المستوى الثاني بالطريقتين المئينية والخطية.

وتجدر الإشارة هنا إلى أنه عندما يتم التحويل من مستوى أدنى إلى مستوى أعلى فإن الطريقة الخطية تعطي قيماً مكافئة أعلى من تلك التي تعطيها الطريقة المئينية وذلك ضمن المدى الأوسط للعلامات، في حين أن الطريقة المئينية تعطي قيماً محولة أكبر من تلك التي تعطيها الطريقة الخطية في ذيلي التوزيع.

وعندما يتم التحويل من مستوى أعلى إلى مستوى أدنى فإن الطريقة المئينية تعطي قيماً مكافئة أعلى من تلك التي تعطيها الطريقة الخطية ضمن المدى الأوسط للعلامات، في حين أن الطريقة الخطية تعطي قيماً محولة أكبر من تلك التي تعطيها الطريقة المئينية في ذيلي التوزيع. ويمكن أن يعزى ذلك إلى أن التحويل الخطي يحافظ على ميل ثابت عبر مدى العلامات كاملاً، في حين أن التحويل المئيني يتغير الميل به بتغير مستوى العلاقة؛ فعند التحويل من مستوى أدنى إلى مستوى أعلى يلاحظ أن الميل علاقة تزايدية ويعني ذلك أن الميل يزداد كلما ازدادت العلامة، وعند التحويل من مستوى أعلى إلى مستوى أدنى يلاحظ أن الميل يمثل علاقة تناقصية ويعني ذلك أن الميل يتناقص كلما ازدادت العلامة.

ولتحديد فاعلية المعادلة المئينية، ثم حساب الخطأ المعياري لهذه الطريقة، وقد أشارت النتائج إلى أن قيمة الخطأ المعياري تتغير تبعاً لتغير قيمة العلامة، فقد بلغت قيمة الخطأ المعياري للمعادلة (0.0983) عند متوسط القيمة (Z = 0) كما بلغت قيمة (0.9362) عند قيم تناظر درجة معيارية تساوي (3). وبمقارنة الخطأ المعياري للمعادلة الخطية بنظيره في المعادلة المئينية، بينت النتائج أن الخطأ المعياري في المعادلة الخطية أقل من الخطأ المعياري في المعادلة المئينية حيث تراوحت قيمته للمعادلة الخطية بين (0.58-0.19) في حين تراوحت قيمته للمعادلة المئينية (0.93-0.09) . وتشير النتائج إلى أن المعادلة الخطية أكثر دقة من المعادلة المئينية، ويمكن أن يعزى ذلك إلى أن المعادلة الخطية تحليلية وتخلو من أخطاء التمهيد والتي قد تكون خطيرة عند بعض القيم للعلامات التي تكون عندها البيانات قليلة، والتي تكون عادة في ذيلي التوزيع للعلامات. كما أن المعادلة المئينية تعاني من أثري كل من سقف الاختبار وأرضيته، إذ أنه بالتعريف تكون أكبر علامة ملاحظة على أحد الاختبارين معادلة لأكبر علامة على الاختبار الثاني، كما أن أصغر علامة في الاختبار الأول تعادل أصغر علامة في الاختبار الثاني، وهذا لا يحدث في المعادلة الخطية.

ويؤخذ على الطريقة المئينية للمعادلة أنها أكثر تعقيداً من حيث إجراءات حسابها ووصفها مقارنة مع الطريقة الخطية والتي تتميز بالبساطة، حيث يتم تحويل العلامات الخام إلى علامات موزونة تقع على تدريج مشترك من خلال معادلات خطية تتضمن معلمتي الميل والمقطع الصادي لكل معادلة. هذا إلى جانب أن المعادلة المئينية تتطلب عينات أكبر من المفحوصين من تلك التي تتطلبها المعادلة الخطية للحصول على الدرجة نفسها من دقة التحويل مقاسة بالخطأ المعياري للمعادلة. (Hoover, Kolen & Petersen, 1989)

وبالرغم من أن المقياس المشتق يمكن استخدامه لتحديد موقع أي فرد على متصل واحد للقدرة لكن اختبار كل مستوى من المستويات الثلاثة يناظره مدى محدداً على متصل القدرة (أي المقياس) فالأداء على اختبار المستوى الأول يمثل مدى يقع في أسفل المقياس المشترك. والأداء على اختبار المستوى الثاني يمثّل جزءاً من المدى المتوسط للمقياس والأداء على اختبار المستوى

الثالث يناظر مدى في الجزء الأعلى من المقياس المرجعي، ولذلك عند اختيار فرد من أفراد المرحلة الأساسية العليا، لا بدّ من اختيار المناسب لقدرته والمتوقع أن يناظر أداؤه مدى معيناً من المقياس. فعلى سبيل المثال قد لا يكون اختبار المستوى الثالث ملائماً لطالب الصف الثامن، كما أن اختبار المستوى الأول أو الثاني قد لا يكون ملائمين لطالب في الصف التاسع أو العاشر، ففي الحالة الأولى تكون عينة الاختبار للمستوى الثالث مرتفعة وأعلى من أن تصل إليها أو تبلغها قدرة طالب في الثامن، وفي الحالة الثانية يكون سقف اختبار المستوى الأول أو الثاني أقل من مستوى قدرة طالب في الصف التاسع أو العاشر.

وعند مقارنة نتائج هذه الدراسة التي أمكن التوصل إليها بنتائج الدراسات السابقة التي تناولت القدرة الرياضية. تتفق نتائج هذه الدراسة مع نتائج دراسات كلاً من (معوض، 1984؛ أبو حطب، 1987؛ القباطي، 1993؛ عبد العزيز، 1994)من أن العوامل الأساسية للقدرة الرياضية هي العامل العددي والعامل الاستدلالي والعامل المكاني. وبمقارنة نتائج الثبات للاختبارات الثلاثة مع نتائج الدراسات السابقة، فقد تراوحت قيم معاملات الثبات في الدراسة السابقة بين 0.80 – 0.98، بينما تراوحت قيم معاملات الثبات لهذه الدراسة 0.78، 0.88، 0.83. للمستويات الأول والثاني والثالث على الترتيب.

كما بينت نتائج الدراسة الحالية، أن المعادلة الخطية أكثر دقة من المعادلة المئينية، حيث تتفق هذه النتيجة مع نتائج بعض الدراسات السابقة، ولا تتفق مع البعض الآخر، إلاّ أن كولن وبترسن وهوفر (Hoover, Kolen & Peterson, 1989) أعطوا تبريراً نظرياً للنتيجة التي تمّ التوصل إليها في هذه الدراسة، حيث بيّن هؤلاء أن المعادلة الخطية مفضلّة على المعادلة المئينية لكونها بسيطة وتحليلية وتتطلب تطبيق معادلة خطية لتحويل العلامات من الصورة الأولى إلى الصورة الثانية والتي يتم الحصول عليها بتقدير معلمتي المعادلة الخطية (الميل والمقطع الصادي)، في حين أن تقدير التحويل بين العلامات على صورتين لاختبار معين بطريقة المعادلة المئينية يتطلب تقدير التوزيع التكراري لكل صورة من الصور المراد معادلتها وهذه العملية تتطلب تقدير كبير من المعالم (معلمة لكل علامة خام)، مما يجعل عملية تقدير هذه المعالم أقل دقة بالنسبة لحجم

عينة معين إذا ما قورن بدقة تقدير معلمتي التحويل الخطي لنفس العينة التي اعتمدت في التحويل المئيني. هذا بالإضافة إلى أن المعادلة المئينية تعاني من أثر سقف الاختبار وأرضية (Ceiling & Floor effects)، إذ أن أكبر علامة خام على إحدى الصورتين تؤول إلى أكبر علامة خام على الصورة الثانية، كما أن أصغر علامة في الصورة الأولى تؤول إلى أصغر علامة في الصورة الثانية، وهذا لا يحدث في المعادلة الخطية، فمثلاً إذا كانت الصورة الجديدة أكثر صعوبة وأكثر تمييزاً بين الطلبة ذوي القدرات العالية من الصورة القديمة، فإن استعمال المعادلة المئينية يضغط علامات الطلبة ذوي القدرات العالية على الصورة الجديدة بحيث يؤدي ذلك إلى حصولهم على علامات متشابهة في حين أن استعمال المعادلة الخطية يحافظ على هذه الفروق وذلك بتحويل العلامات على الصورة الجديدة إلى علامات على الصورة القديمة خارج مدى علامات الصورة القديمة.

كما بين كولن (Kolen, 1990) أنه للحصول على درجة متساوية من الدقة في التحويلين الخطي والمئيني فإن النسبة بين حجم العينة في المعادلة المئينية إلى حجم العينة في المعادلة الخطية تساوي 1:1.57، وذلك عند قيمة (Z = 0). وهذا يعني أنه يلزم 1570 فرداً في عينة المعادلة المئينية للحصول على نفس درجة الدقة في المعادلة الخطية عندما يستخدم في العينة 1000 فرد فقط. وتزداد النسبة بين حجمي العينتين عند القيم المعيارية المتطرفة (Z) حيث تبلغ 1:12.19 عندما تبلغ القيمة المعيارية (±3) ويعني ذلك أنه يلزم عينة حجمها 1219 للمعادلة المئينية مقابل عينة حجمها 100 في المعادلة الخطية للحصول على درجة واحدة من الدقة مقاسة بالخطأ المعياري للمعادلة.

وتتفق نتائج هذه الدراسة مع ما توصل إليه كل من (أبو لبدة، 1993؛ الشريفين، 2003؛ Van Der Linden, 2006). من تفوق المعادلة الخطية على المعادلة المئينية. ولكنها في الوقت نفسه تختلف مع دراسات أخرى مثل دراسة (أيوب، 1994) التي نتج عنها تفوق المعادلة المئينية على المعادلة الخطية.

التوصيات:

إن النتائج التي تمّ الوصول إليها قد لا يصح تعميمها على قدرات أخرى عدا القدرة الرياضية، إلى أن الباحثة تدعو إلى زيادة الاهتمام والوعي بالقدرة الرياضية وبالمعادلة والبحث في جوانبها المختلفة، وتوصي الباحثة بما يلي:

1. إجراء المزيد من الدراسات في مجال المعادلة باستخدام الطريقة الخطية و الطريقة المئينية و استخدام معايير أخرى للحكم على فاعلية طرق المعادلة.
2. إجراء المزيد من الدراسات ذات العلاقة بالقدرة الرياضية للمراحل العمرية المختلفة0

المراجـــع

المراجع العربية:

أبو حطب، فؤاد. (1992). *القدرات العقلية*. القاهرة، مكتبة الأنجلو المصرية.

أبو زينة، فريد كامل. (1986). نمو القدرة على التفكير الرياضي عند الطلبة في مرحلة الدراسة الثانوية وما بعدها، *المجلة العربية للعلوم الإنسانية، المجلد السادس*، العدد الواحد والعشرين، ص ص 146-165.

أبو زينة، فريد كامل، والشيخ عمر. (1986). النمو الحاصل في القدرة على التفكير الرياضي بتقدم الطلبة في الدراسة الأكاديمية من المرحلة الثانوية إلى مرحلة التعليم الجامعي، وأثر برنامج دراسة الطالب في مقدرته على التفكير الرياضي، أبحاث اليرموك: *سلسة العلوم الإنسانية والاجتماعية، 1(1)*. 29-46.

أبو لبدة، خطاب. (1993). *بناء مقياس متعدد المستويات للأداء العقلي للأطفال الأردنيين من سن (6-12) سنة*، رسالة دكتوراه غير منشورة، الجامعة الأردنية، عمان، الأردن.

أيوب، حسين. (1994). *المقارنة بين أربع طرق للمعادلة عندما يكون التصميم من مجموعات متكافئة وغير متكافئة*، رسالة دكتوراه غير منشورة، الجامعة الأردنية، عمان، الأردن.

بني عيسى، أحمد مجلي. (1996). *بناء اختبار محكي المرجع في القدرة الرياضية للمرحلة الأساسية الأولى*، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة اليرموك، اربد، الأردن.

خصاونة، أمل. (1994). مستويات التفكير في الهندسة لدى الطلبة المعلمين، *أبحاث اليرموك: سلسلة العلوم الإنسانية والاجتماعية*، *10*(1)، 439-481.

خصاونة، أمل، وعابد، عدنان. (1993). تطور القدرة على التفكير المنطقي الرياضي لدى طلبة مرحلة التعليم الأساسي والطلبة المعلمين، *أبحاث اليرموك: سلسلة العلوم الإنسانية والاجتماعية*، *8*(3)، 175-202.

خصاونة، أمل، وعابد، عدنان. (1993)، القدرة على التفكير المنطقي الرياضي عند تلاميذ الصف السادس الابتدائي، *أبحاث اليرموك: سلسلة العلوم الإنسانية والاجتماعية*، *20*(1).

الخليلي، خليل يوسف. (1989). الاتجاهات نحو الفيزياء بنيتها وقياسها، مجلة *أبحاث اليرموك: سلسلة العلوم الإنسانية والاجتماعية*، *5*(1)، 197-225.

السيد، فؤاد البهي. (1986). *الذكاء*، القاهرة، دار المعارف.

الشريفيين، نضال. (2003). *مدى تحقق معايير الفاعلية في معادلة اختبارين أحدهما ثنائي التدريج والآخر متعدد التدريج وفق نماذج النظرية الكلاسيكية والنظرية الحديثة في القياس*، رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة عمان العربية للدراسات العليا، عمان، الأردن.

عابد، عدنان. (1995). تطور القدرة المكانية لدى الطلبة في مرحلتي التعليم الأساسي والثانوي، *أبحاث اليرموك: سلسلة العلوم الإنسانية والاجتماعية*، *11*(3)، 9-30.

عبد العزيز، نبيل. (1994). *تطوير ومعايرة وقياس القدرة الرياضية للفئة العمرية من 13-16 سنة في الأردن*، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة اليرموك، اربد، الأردن.

علام، صلاح الدين. (2005). *نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية أحادية البعد ومتعددة الأبعاد وتطبيقاتها في القياس النفسي والتربوي*، القاهرة، دار الفكر العربي.

القادري، سليمان أحمد. (2005). تطوير مقياس لمهارات التفكير العلمي لمستوى طلبة الجامعة، *مجلة العلوم التربوية*، *32*(1).

القباطي، عبد السلام محمد. (1993). *القدرة الرياضية وعلاقتها بالتفكير المنطقي والتحصيل في الرياضيات لدى طلبة المرحلة الثانوية وما بعدها*، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة اليرموك، اربد، الأردن.

معوض، خليل ميخائيل. (2002). *قدرات وسمات الموهوبين*. الإسكندرية، مركز الإسكندرية للكتاب.

هندام، يحيى حامد. (1980). تدريس *الرياضيات*، القاهرة، دار النهضة.

المراجع الأجنبية:

Angoff, W. H. (1984). Scales, norms, and equivalent scores, NJ: *Educational Testing Services,* Princeton.

Brennan, R. L., & Kolen, U. J. (1987). Some practical isues in equating. *Applied Psychological Measurement, 11*(3), 279-290.

Cook, L. & Eignor, D. (1991). IRT Equating methods. *Educational Measurement: Issues and Practice*, *11*(4), 37.

Crocker, L. Algina, J. (1986). *Introduction to classical and Modern test theory*, Holt Rinehart and Winston, New York.

Dorans, N. J. (1990). Equating methods and sampling designs. *Applied Measurement in Education, 3*(1), 3-18.

Dorans, N. J. (2004). Equating, concordance, and expectation. *Applied Psychological Measurement*, *28*(4), 227-246.

Ercikan, K. Schwarz, R. D. Julian, M. W. Burket, G. R. Weber, M. M. &, Link, V. (1998). Calibration and scoring of tests with multiple – choice and constructed – Response item types. *Journal of Educational Measurement*, *35*(2), 137-154.

Harris, D. J, Kolen, M. J. (1990). A comparison of two Equipercentile Equating methods for common item equating. *Educational and Psychological Measurement*, *50*, pp 61-71.

Jefferey, A. Slinde and Robert, L. (1978). An Exploration of the Adequacy of the Rasch Model for the Problem of Vertical Equating. *Journal of Educational Measurement, 15(1)*, 23-35.

Kim, J. (2002). Test Equating Under the Multiple Choice Model. *Applied Psychological measurement*, *26*(3), 255-270.

Kolen, M. J. (1981). Comparison of traditional and item response theory methods for equating tests. *Journal of Educational Measurement*, *18*(1), 1-11.

Kolen, M. J. (1988). Traditional Equating Methodology, *Educational Measurement: Issues and Practice,* *7*(4), 29-36.

Kolen, M. J. (2005). Assessing Equating Results on Different Equating Criteria. *Applied Psychological Measurement*, *29*(6), 418-432.

Kramer, G. A. Smith, R. M &, (1992). A comparison of two methods of test equating in the Rasch model. *Educational and Psychological Measurement*, *52*, 835-845.

Livingston, S. A, (1993). Small – sample Equating with log – linear smoothing. *Journal of Educational Measurement*, *30*(1), 23-39.

Mislevy, R. J. Sheehan, K. M &,. Wingersky, M. (1993). How to Equate Tests with Little or No Data. *Journal of Educational Measurement*, *30*(1), 55-78.

Petersen, N. S. Kolen, M. J &,. Hoover, H. D. (1989). Scaling, Norming and equating. *Educational Measurement*. Ed. By Linn, R. L., 3rd ed. Washington, DC: American council on education, 221-262.

Shaggs, G. & Lissitz, R. W. (1986). IRT test equating: Relevant issues and a review of recent research. *Review of Educational Research*, *56*(4), 495-529.

Shing, L. (2003). A practical use of vertical equating by combining IRT Equating and linear Equating. *Practical Assessment Research & Evaluation*, *8*(23).

Skaggs, G. & Lissitz, R. W. (1986). IRT test equating: Relevant issues and a review of recent research. *Review of Educational Research. 56*(4). 295-529.

Slinde, J. A &,. Linn, R. L. (1978). An exploration of the Adequacy of the Rasch model for the problem of vertical Equating. *Journal of Educational Measurement*, *15*(1), 23-35.

Suen, H. K. (1990). *Principles of test theories. Hillsdale, NJ*: Lawrence Erlbaum.

Thorndike, Robert L. (1982). *Applied Psychometrics*, Houghton Mifflin Company, Boston.

Wim, J. (2006). Equating Scores from adaptive to linear test. *Applied Psychological Measurement*, *30*(6), 493-508.

ملحق (١)

الصورة النهائية لاختبار القدرة الرياضية لطلبة الصف الثامن (المستوى الأول) / تعليمات الاختبار

قسم علم النفس التربوي / قياس وتقويم

إعداد

دلال أحمد بقيعي

إشراف

الدكتور نضال الشريفين

الصورة النهائية لاختبار القدرة الرياضية لطلبة الصف الثامن (المستوى الأول) /

تعليمات الاختبار

الاسم:

المدرسة:

تعليمات للمشترك:

١. استخدام قلم الرصاص فقط ويمنع استخدام قلم الحبر على الإطلاق.
٢. يمنع استخدام أي ورقة خارجية لإجراء أي عملية حسابية للإجابة عن بعض فقرات الاختبار.
٣. استخدم الممحاة لتغيير الإجابات التي تريد تغييرها وامسح الدائرة التي تمثل رمز الإجابة الخاطئة.
٤. إذا كنت حائراً في الإجابة عن فقرة ما لا تفكر طويلاً وانتقل إلى الفقرة التي تليها.
٥. يتكون الاختبار من ٣٠ فقرة اختيار من متعدد، وتتضمن كل فقرة ٤ إجابات، واحدة منها فقط صحيحة.
٦. اقرأ المثال التالي بشكل جيد قبل البدء بالإجابة.

مثال: $\left(\frac{١}{٢}\right)^{٣}$

أ. $\frac{١}{٥}$ ب. $\frac{١}{٦}$ ج. $\frac{١}{٩}$ د. $\frac{١}{٨}$

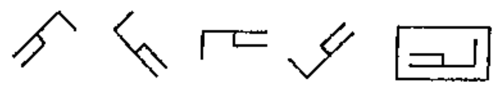
أ	ب	ج	د
○	○	○	●

نختار الكسر $\frac{١}{٨}$ ونظلل الدائرة (د).

١. إذا كانت س + ٧ عدد زوجي فإن س تساوي:

أ. −٢   ب. ٢   ج. صفر   د. −١

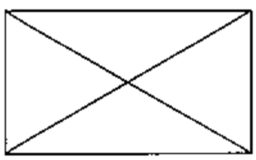
٢. ما الشكل الذي إذا أدير في أي اتجاه يتخذ نفس وضع الشكل في المستطيل الأيمن؟



٣. إذا كانت $\frac{٢س}{١٩}$ = صفراً فإن س تساوي:

أ. ١٠   ب. ٥   ج. ٢   د. صفراً

٤. عدد المثلثات في الشكل المجاور:



أ. ٦   ب. ٧   ج. ٤   د. ٨

٥. $\left(\frac{-٣}{٤}\right)^{٢}$ تساوي:

أ. $\frac{٩}{١٦}$ ب. $\frac{-٩}{١٦}$ ج. $\frac{-٦}{٨}$ د. $\frac{٩}{٤}$

٦. العدد الأقرب إلى العدد ٦,٧ هو:

أ. ٦,٨   ب. ٦,٦٠   ج. ٦,٦٩   د. ٦,٧٢

٧. إذا كانت $\sqrt{١٧}$ + س = صفر فإن س تساوي

أ. $\sqrt{١٧}$ ب. $-\sqrt{١٧}$ ج. $\frac{١}{\sqrt{١٧}}$ د. $\frac{-١}{\sqrt{١٧}}$

٨. $\sqrt{٩٠٠}$ تساوي:

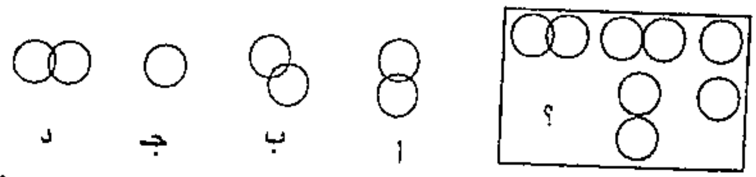
أ. ٣٠   ب. ٣٠٠   ج. ٣   د. ٩٠

٩. أي من الأشكال الأربعة الواقعة جهة اليسار يجب وضعه بدلاً من علامة الاستفهام في المستطيل الأيمن؟



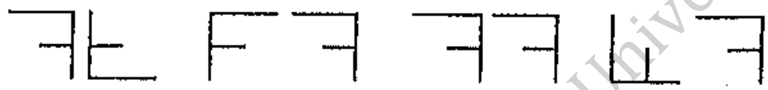
أ   ب   جـ   د

١٠. أي من الأشكال الأربعة الواقعة جهة اليسار يجب وضعه بدلاً من علامة الاستفهام في المستطيل الأيمن:



أ ب ج د

١١. أي من الأشكال التالية يمثل الرسم الأول انعكاساً في خط مستقيم للرسم الثاني؟



أ ب ج د

١٢. واحدة من المعادلات التالية تبقى صحيحة مهما كانت قيمة س:

أ. س + ٢ = ٢+س ب. ٢س + ١ = س ج. ٣+س = ٤+س د. ٢+س = ٢س

١٣. $\frac{٣}{٤}$ + $\frac{٣}{٤}$ تساوي:

أ. $\frac{٦}{٨}$ ب. ١ ج. ١ $\frac{١}{٢}$ د. ٢

١٤. إذا كانت س = ٦ فإن ٢س – ٥ تساوي:

أ. ٧ ب. ١٧ ج. –١٧ د. ٣

١٥. –٣,٤ + ٧ تساوي:

أ. ١٨,٣ ب. ٢,٧ ج. –٢,٧ د. ٥

١٦. مستطيل طول ضلعه س متراً، وعرضه ص متراً، عبّر عن القاعدة التالية:

"يزيد طول المستطيل عن ثلاثة أمثال عرضه بمقدار ٤":

أ. س + ٣ص = ٤ ب. س – ٣ص = ٤ ج. ص – ٣س = ٤ د. ص + ٣س = ٤

١٧. $\frac{٥}{٨}$٦ – $\frac{١}{٤}$ تساوي:

أ. $\frac{٧}{٨}$٥ ب. $\frac{١}{٨}$٦ ج. $\frac{١}{٤}$٦ د. $\frac{٣}{٨}$٦

١٨. $٦\frac{٣}{٢٥}$ تساوي:

أ. ٦,١٢ ب. ٦,٠٣ ج. ٦,٢٨ د. ٦,٣

١٩. إذا كانت ل، م، ن أعداداً حقيقية، أي العبارات التالية خاطئة:

أ. ل م = م ل ب. ل − م = م − ل ج. (ل م) ن = ل (م ن) د. ل + م = م + ل

٢٠. $\left(\frac{-١}{٥}\right) \times \left(\frac{-١}{٢}\right)$ تساوي:

أ. $\frac{-٢}{٧}$ ب. $\frac{-١}{١٠}$ ج. $\frac{١}{١٠}$ د. $\frac{٢}{٧}$

٢١. إذا كانت ٣س + ١٣ = ٢ فإن س تساوي:

أ. −٧ ب. ٩ ج. ١٥ د. ٥

٢٢. $\sqrt[٣]{٦٤}$ يساوي:

أ. −٤ ب. ٤ ج. ٨ د. −٨

٢٣. إذا كان س أقل من ص، ص < ع، فإن:

أ. س أقل من ع. ب. س أكبر من ع. ج. س أكبر من ص. د. س تساوي ع.

٢٤. إذا كان ن عدد صحيح سالب، أي الأعداد التالية هو الأكبر:

أ. ٣ + ن ب. ٣ × ن ج. ٣ − ن د. ٣ ÷ ن

ملحق (٢)

الصورة النهائية لاختبار القدرة الرياضية لطلبة الصف التاسع (المستوى الثاني) / تعليمات الاختبار

قسم علم النفس التربوي / قياس وتقويم

إعداد

دلال أحمد بقيعي

إشراف

الدكتور نضال الشريفين

الصورة النهائية لاختبار القدرة الرياضية لطلبة الصف التاسع (المستوى الثاني) /

تعليمات الاختبار

الاسم:

المدرسة:

تعليمات للمشترك:

١. استخدام قلم الرصاص فقط ويمنع استخدام قلم الحبر على الإطلاق.
٢. يمنع استخدام أي ورقة خارجية لإجراء أي عملية حسابية للإجابة عن بعض فقرات الاختبار.
٣. استخدم الممحاة لتغيير الإجابات التي تريد تغييرها وامسح الدائرة التي تمثل رمز الإجابة الخاطئة.
٤. إذا كنت حائراً في الإجابة عن فقرة ما لا تفكر طويلاً وانتقل إلى الفقرة التي تليها.
٥. يتكون الاختبار من ٢٦ فقرة اختيار من متعدد، وتتضمن كل فقرة ٤ إجابات، واحدة منها فقط صحيحة.
٦. اقرأ المثال التالي بشكل جيد قبل البدء بالإجابة.

مثال: $\left(\frac{١}{٢}\right)^{٣}$

أ. $\frac{١}{٥}$ ب. $\frac{١}{٦}$ ج. $\frac{١}{٩}$ د. $\frac{١}{٨}$

أ	ب	ج	د
○	○	○	●

نختار الكسر $\frac{١}{٨}$ ونظلل الدائرة (د).

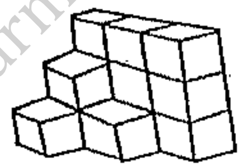
١. إذا كانت س + ٧ عدد زوجي فإن س تساوي:
أ. −٢   ب. +٢   ج. صفراً   د. −١

٢. إذا كانت ٦ − ٧س = ٨س − ٣ فإن س تساوي:

أ. $\frac{٩}{١٥}$ ب. ٩   ج. $\frac{-٩}{١٥}$ د. $\frac{١٥}{٩}$

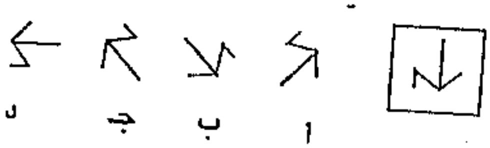
٣. إذا كان الزوج المرتب (−١، ٥) يساوي الزوج المرتب (٢ك − ٣، ٥) فإن قيمة ك تساوي:
أ. −١   ب. ٢   ج. ١   د. ٤

٤. ما عدد المكعبات في الشكل المجاور:



أ. ١٣   ب. ١٢   ج. ١١   د. ٩

٥. ما الشكل الذي إذا أدير في أي اتجاه يتخذ نفس وضع الشكل في المستطيل الأيمن؟



٦. المعادلة التي تمثل العلاقة بين س، ص في الجدول التالي:

س	−١	٠	١	٢
ص	٠	١	٢	٣

أ. ص = س   ب. ص = س + ١   ج. ص = ٣س   د. ص = س − ١

٧. إذا وُزّع (س) ديناراً على ستة أشخاص بالتساوي فإن حصة الواحد بالدينار:

أ. س − ٦   ب. ٦س   ج. $\frac{٦}{س}$ د. $\frac{س}{٦}$

٨. إذا كانت $\frac{٢س}{١٠}$ = صفراً فإن س تساوي:
أ. ١٠   ب. ٥   ج. ٢   د. صفر

٩. ما الشكل الناتج عن دوران دائرة حول أحد أقطارها دورة كاملة؟

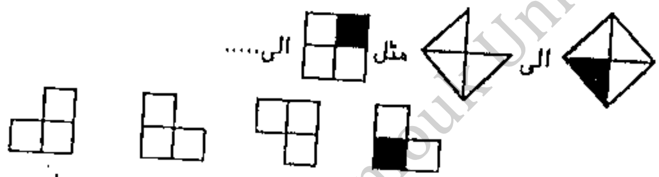


أ ب جـ د

١٠. $\frac{-٣}{٤} \div \left(\frac{-١٦}{٩}\right)$ تساوي:

أ. $\frac{٤}{٣}$ ب. $\frac{٦٤}{٢٧}$ ج. $\frac{٢٧}{٦٤}$ د. $\frac{-٤}{٣}$

١١.



أ ب جـ د

١٢. $٦\frac{٥}{٨} - \frac{١}{٤}$ تساوي:

أ. $٥\frac{٧}{٨}$ ب. $٦\frac{١}{٨}$ ج. $٦\frac{١}{٤}$ د. $٦\frac{٣}{٨}$

١٣. إذا كانت س = ٣ ، ص = −١ فإن ٢س − ص تساوي:

أ. −٥ ب. ٥ ج. ٦ د. ٧

١٤. إذا كانت ٣س − ١٣ = ٢ فإن س تساوي:

أ. −٧ ب. ٦ ج. ١٥ د. ٥

١٥. مستطيل عرضه س متراً، وطوله يساوي ثلاثة أمثال عرضه، فإن محيطه بدلالة س تساوي:

أ. ٣س^٢ ب. ٤س ج. ٨س د. ٦س^٢

١٦. أحد الأعداد التالية ليس أولي:

أ. ٤٣ ب. ٥٣ ج. ٦٣ د. ٧٣

١٧. −٤,٣ + ٧ تساوي:

أ. ١١,٣ ب. ٢,٧ ج. −٢,٧ د. ٥

١٨. إذا كانت ٢(س − ٣) = س + ١ فإن س تساوي:

أ. ٤ ب. $\frac{٤}{٣}$ ج. ٧ د. −٧

١٩. ٧س – (٢س – س) تساوي:

أ. ٤س ب. ٦س ج. ٨س د. ١٠س

٢٠. واحدة من المعادلات التالية تبقى صحيحة مهما كانت قيمة س:

أ. س + ٢ = ٢+س ب. ٢س + ١ = س ج. ٣+س = ٤+س د. ٢+س = ٢س

٢١. $\frac{٣}{٥} + \left(\frac{٣}{١٠} \times \frac{٤}{١٥} \right)$ تساوي:

أ. $\frac{٣}{٥١}$ ب. $\frac{١}{٦}$ ج. $\frac{٦}{٢٥}$ د. $\frac{١٧}{٢٥}$

ملحق (٣)

الصورة النهائية لاختبار القدرة الرياضية لطلبة الصف العاشر (المستوى الثالث) / تعليمات الاختبار

قسم علم النفس التربوي / قياس وتقويم

إعداد

دلال أحمد بقيعي

إشراف

الدكتور نضال الشريفين

الصورة النهائية لاختبار القدرة الرياضية لطلبة الصف العاشر (المستوى الثالث) /

تعليمات الاختبار

الاسم:

المدرسة:

تعليمات للمشترك:

١. استخدام قلم الرصاص فقط ويمنع استخدام قلم الحبر على الإطلاق.
٢. يمنع استخدام أي ورقة خارجية لإجراء أي عملية حسابية للإجابة عن بعض فقرات الاختبار.
٣. استخدم الممحاة لتغيير الإجابات التي تريد تغييرها وامسح الدائرة التي تمثل رمز الإجابة الخاطئة.
٤. إذا كنت حائراً في الإجابة عن فقرة ما لا تفكر طويلاً وانتقل إلى الفقرة التي تليها.
٥. يتكون الاختبار من ٢٦ فقرة اختيار من متعدد، وتتضمن كل فقرة ٤ إجابات، واحدة منها فقط صحيحة.
٦. اقرأ المثال التالي بشكل جيد قبل البدء بالإجابة.

مثال: $\left(\frac{١}{٢}\right)^{٣}$

أ. $\frac{١}{٥}$ ب. $\frac{١}{٦}$ ج. $\frac{١}{٩}$ د. $\frac{١}{٨}$

أ	ب	ج	د
○	○	○	●

نختار الكسر $\frac{١}{٨}$ ونظلل الدائرة (د).

١. إذا كان $\frac{٣}{٤}$ العدد س = ٩ فما قيمة $\frac{٥}{٦}$ العدد س؟

أ. ١٠ ب. ١٢ ج. ١٤,٤ د. ١٥

٢. إذا كانت س = ٣ ، ص = −١ ، ع = ١ ، أي التالية صحيحة:

١. س + ص + ع = ٣ ٢. ص + ٢ع = ٢ ٣. س − ٢ع = ١

أ. الأولى فقط ب. الثانية فقط ج. الأولى والثانية فقط د. الأولى والثالثة فقط

٣. العدد الأقرب لـ $\frac{٣٩٧ \times ٠,٢٦}{٩,٩}$ هو:

أ. ١ ب. ١٠ ج. ٧٠ د. ١٠٠

٤. واحدة من المعادلة التالية تبقى صحيحة مهما كانت قيمة س:

أ. س + ٢ = ٢ + س ب. ٢س + ١ = س

ج. ٣ + س = ٤ + س د. ٢ + س = ٢س

٥. خصص موظف $\frac{١}{٢}$ راتبه للطعام، و $\frac{١}{٤}$ راتبه مصاريف أخرى، وادخر الباقي.

ما الكسر الذي يدّل على ما ادّخره الموظف من راتبه؟

أ. $\frac{١}{٤}$ ب. $\frac{١}{٢}$ ج. $\frac{٢}{٣}$ د. $\frac{٥}{٦}$

٦. إذا كان ٤ أمثال عدد يساوي ٤٨، ما هو $\frac{١}{٣}$ العدد؟

أ. ٤ ب. ٨ ج. ١٢ د. ١٦

٧. الجدول التالي يبين بعض قيم س، ص حيث س تتناسب مع ص:

س	٤	٨	ك
ص	٩	م	٤٥

ما قيمة م ، ك؟

أ. م = ٤٠ ، ك = ١٣ ب. م = ١٨ ، ك = ١٧

ج. م = ١٣ ، ك = ٤٠ د. م = ٤٠ ، ك = ١٨

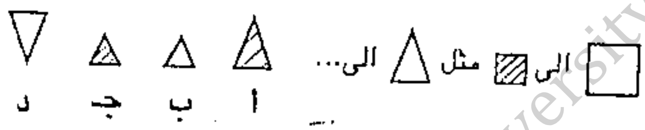
٨. إذا كان الزوج المرتب (−١ ، ٥) يساوي الزوج المرتب (٢ك − ٣ ، ٥) فإن قيمة ك تساوي:

أ. −١ ب. ٢ ج. ١ د. ٤

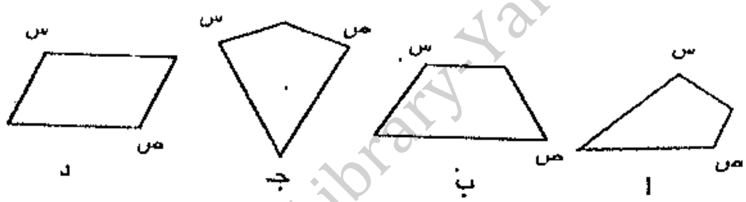
٩. المعادلة التي تمثّل العلاقة بين س، ص في الجدول التالي هي:

س	١-	صفر	١	٢
ص	صفر	١	٢	٣

أ. ص = س   ب. ص = س + ١   ج. ص = ٣س   د. ص = س – ١

١٠.


١١. إذا وصلت النقطتان س، ص بقطعة مستقيمة فإنها ستقسم أحد الأشكال التالية إلى مثلثين متطابقين. ما هو هذا الشكل؟



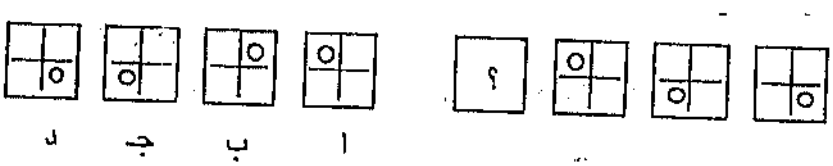
١٢. إذا كانت س + ٧ عدد زوجي فإن س تساوي:

أ. ٢-   ب. +٢   ج. صفراً   د. -١

١٣. مستطيل عرضه س متراً، وطوله يساوي ثلاثة أمثال عرضه، فإن محيطه بدلالة س تساوي:

أ. ٣س²   ب. ٤س   ج. ٨س   د. ٦س²

١٤. أي من الأشكال الأربعة الواقعة جهة اليسار يكمل على نحو ملائم الأشكال الثلاثة الواقعة على اليمين؟ املأ المكان الخالي.



١٥. ٨ – ٢ × (–٣) تساوي:

أ. ١٤   ب. –١٨   ج. ١٨   د. ٢

١٦. إذا كانت س أقل من ص ، ص < ع، فإن:

أ. س أقل من ع   ب. س أكبر من ع   ج. س أكبر من ص   د. س تساوي ع

١٧. إذا كانت أ، ب، ج أعداداً حقيقية مختلفة، فأي العبارات التالية صحيحة:

أ. أ (ب + ١) = أب + ١   ب. أ + (ب × ج) = (أ + ب) × (أ + ج)

ج. أ + ب = ب + أ   د. أب – ج = أج – ب

١٨. إذا كانت ٢ (س – ٣) = س + ١ فإن س تساوي:

أ. ٤   ب. $\frac{٤}{٣}$ ج. ٧   د. –٧

١٩. في الشكل الموجود جهة اليمين، تقع النقطة خارج المربع وفي نفس الوقت تقع داخل الدائرة. في أي من الأشكال الواقعة على اليسار يمكنك وضع نقطة خارج المربع وداخل الدائر في الوقت نفسه؟



أ   ب   ج   د

٢٠. إذا كانت ص + س = –٣ ، س = –١ فإن ص تساوي:

أ. –٤   ب. –٢   ج. ٤   د. ٣

٢١. الاقتران الثابت من الاقترانات التالية هي:

أ. ص = ٤$س^٢$ ب. ص = ٥س   ج. ص = ١ – س   د. ص = ٥

٢٢. إذا كان ن عدد صحيح سالب، أي الأعداد التالية هو الأكبر:

أ. ٣ + ن   ب. ٣ × ن   ج. ٣ – ن   د. ٣ ÷ ن

ملحق (4)

نموذج الإجابة والتصحيح لاختبار القدرة الرياضية لطلبة الصف الثامن (المستوى الأول) بصورته النهائية

	أ	ب	ج	د		أ	ب	ج	د		أ	ب	ج	د
.1				X	.11			X		.21				X
.2		X			.12	X				.22		X		
.3				X	.13			X		.23	X			
.4				X	.14	X				.24			X	
.5	X				.15		X							
.6			X		.16		X							
.7		X			.17				X					
.8	X				.18	X								
.9			X		.19		X							
.10	X				.20			X						

ملحق (5)

نموذج الإجابة والتصحيح لاختبار القدرة الرياضية لطلبة الصف التاسع (المستوى الثاني) بصورته النهائية

	أ	ب	ج	د
.1				X
.2	X			
.3			X	
.4		X		
.5		X		
.6		X		
.7				X
.8				X
.9				X
.10			X	

	أ	ب	ج	د
.11	X			
.12				X
.13				X
.14				X
.15			X	
.16			X	
.17		X		
.18			X	
.19		X		
.20	X			

	أ	ب	ج	د
.21				X
.22				
.23				
.24				

ملحق (6)

نموذج الإجابة والتصحيح لاختبار القدرة الرياضية لطلبة الصف العاشر (المستوى الثالث) بصورته النهائية

	أ	ب	ج	د		أ	ب	ج	د		أ	ب	ج	د
.1	X				.11				X	.21				X
.2				X	.12				X	.22			X	
.3		X			.13			X		.23				
.4	X				.14		X			.24				
.5	X				.15	X								
.6	X				.16	X								
.7			X		.17			X						
.8			X		.18			X						
.9		X			.19		X							
.10			X		.20		X							

ABSTRACT

Bakiei, Dalal Ahmed. Scaling of a Multilevel Scale of Mathematical Ability for High Elementary Stage Students. Master Thesis, Yarmouk University 2008. (Supervisor: Dr. Ndal Al-Shrifin)

This study aimed to scale a Multi-Level Mathematical Ability Scale of the Higher Basic Stage students according to the basic models in the classical theory of measurement, using the Anchor - Test Nonequivalent Groups Design. To achieve the objective of the study, a multi- levels measure of mathematical ability was built; where the measure in its final form was made of three levels: the first level includes (24) items to suit the Eighth Grade students. The Second Level includes (21) items to suit the Ninth Grade students and the Third Level includes (22) items to suit the Tenth Grade Students, where each two neighboring levels included a set of common items, and the number of items is (6) items.

The community of the study consisted of female students from the Eighth, Ninth, and Tenth Grades for the school year (2007/2008) in the schools of Directorate of Education to the Irbid First Area. The number of students was (11313) female students distributed on (322) sections; whereas the sample of the study consisted of (1134) female students from the Eighth, Ninth and Tenth Grades. The number of female students in the sample was (408) students from the Eighth Grade, (403) students from the Ninth Grade and (323) students from the Tenth Grade distributed to three schools that included (28) sections. The schools were selected randomly and the study sample was selected by the cluster random manner.

The measure was applied with its three levels on the sample of the study, and the test sheets were corrected giving (1) mark to the correct answer, and (zero) mark to the wrong answer; so the number of correct answers at the same level items represent the examined degree at that level.

Further, the significances of validity and reliability of the mathematical capability measurement were verified at its three levels, where the findings indicated that the measure enjoyed an acceptable degree of validity and reliability. The reliability coefficient of the first level was (0.78), (0.88) for the second level and (0.83) for the third level.

Moreover, the common measure of the three levels was achieved by using the standard linear equating and the Equipercentile equating. Because of the linear equating, it has been possible to reach the benchmark measure so that we could use it in the comparing between any two marks at any of the three levels, through conversion to balanced signs on the scale. The gross range of marks on the macro joint scale rounded to the nearest whole number ranged from (47) to (113), as the marks ranged from (47-107) at Level I, (50) to (100) at Level II, and (58) to (113) at level III. Upon representing the relationship between mathematical averages for the three levels, it is found that all of them occurred on a straight line. This confirms an important assumption in the process of the linear equation.

In equipercentile equating method, it was possible to reach two curves on the basis of which the marks of the first and the second tests could be converted into what corresponds to them at the second level. As for the effectiveness of the equating, the normative error standard of the equating was used.

The findings of the study indicated that the linear equating was more accurate than the equipercentile equating; where the value of the standard error of the linear equation ranged from (0.19 – 0.58); however, its value in the equipercentile equating ranged from (0.09 – 0.93).

Keywords:

Scaling, multi-level scale, mathematical ability, Higher Basic Stage, equating.